

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA NÁRODOHOSPODÁŘSKÁ

Role behaviorálních faktorů na finančních trzích
The Role of Behavioral Factors in Financial Markets

Student:	Michaela Mostýnová
Vedoucí bakalářské práce:	doc. Ing. Aleš Melecký, Ph.D.

Ostrava 2017

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra národohospodářská

Zadání bakalářské práce

Student: **Michaela Mostýnová**
Studijní program: **B6202 Hospodářská politika a správa**
Studijní obor: **6202R027 Národní hospodářství**
Téma: **Role behaviorálních faktorů na finančních trzích**
The Role of Behavioral Factors in Financial Markets
Jazyk vypracování: **čeština**

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
2. Teoretická a metodologická východiska teorie behaviorálních financí
3. Indexy sentimentu
4. Návrh a implementace lineárního modelu s indexem sentimentu
5. Závěr

Seznam použité literatury

Seznam zkratek

Prohlášení o využití výsledků bakalářské práce

Seznam příloh

Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.

BAKER, H. Kent and John R. NOFSINGER. *Behavioral Finance: Investors, Corporation and Markets*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2010. ISBN 978-0-470-49911-5.

MALCOLM, Baker and Jeffrey WUGLER. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns. *The Journal of Finance*. 2006, vol. 61, issue 4, pp. 1645-1680. ISSN 1540-6261.


Formální náležitosti a rozsah bakalářské práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.


Vedoucí bakalářské práce: **doc. Ing. Aleš Melecký, Ph.D.**

Datum zadání: 18.11.2016

Datum odevzdání: 05.05.2017




Ing. Lenka Filipová, Ph.D.
vedoucí katedry


prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal
děkan fakulty

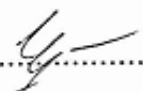
PROHLÁŠENÍ

Prohlašuji, že jsem celou bakalářskou práci včetně příloh vypracovala samostatně. Všechny použité informační zdroje jsem uvedla v seznamu literatury a patřičně citovala v bakalářské práci.

V Ostravě dne

.....5.5.2017.....

Podpis

..........

Michaela Mostýnová

Poděkování

Na tomto místě bych ráda poděkovala vedoucímu své bakalářské práce doc. Aleši Meleckému za vstřícnost, cenné připomínky a odborné rady, které mi v průběhu tvorby této práce s trpělivostí věnoval.

Obsah

1. Úvod	5
2. Teoretická a metodologická východiska teorie behaviorálních financí.....	7
2.1. Východiska teorie behaviorálních financí	7
2.1.1. Nejistota a riziko.....	7
2.1.2. Davové chování	8
2.1.3. Nedokonalé informace.....	9
2.1.4. Hluční obchodníci	11
2.1.5. Spekulativní bubliny.....	14
2.1.6. Tržní anomálie (kalendářní)	17
2.2. Vznik teorie behaviorálních financí	19
2.2.1. Historický vývoj	19
2.2.2. Teorie vyhlídek.....	21
2.3. Behaviorální heuristiky a behaviorální předsudky	26
2.3.1. Heuristika reprezentativnosti.....	27
2.3.2. Předsudek konzervatismu.....	28
2.3.3. Heuristika dostupnosti	28
2.3.4. Heuristika ukotvení a přizpůsobení	28
2.3.5. Averze ke ztrátám.....	29
2.3.6. Dispoziční efekt.....	29
2.3.7. Předsudek vlastnictví.....	30
2.3.8. Status quo	31
2.3.9. Averze k riziku a vyhledávání rizika.....	32
2.3.10. Předsudek potvrzení	33
2.3.11. Nadměrná sebejistota.....	33
2.3.12. Efekt rámování	35
2.3.13. Mentální účetnictví.....	36

3. Indexy sentimentu	38
3.1. Metodologie indexů sentimentu	38
3.1.1. Indexy založené na tržních ukazatelích	39
3.1.2. Indexy založené na dotazníkových šetřeních	41
3.1.3. Indexy založené na textové analýze informačních zdrojů.....	43
3.2. Empirická pozorování chování indexů sentimentu na finančních trzích.....	45
3.2.1. První veřejná nabídka akcií	45
3.2.2. Sentiment a spekulativní cenové bubliny	46
3.2.3. Souvislosti mezi jednotlivými typy indexů sentimentu.....	52
3.2.4. Indexy sentimentu a volatilita cen akcií	56
3.2.5. Indexy sentimentu a likvidita	62
3.2.6. Indexy sentimentu a vývoj cen zlata	65
3.2.7. Indexy sentimentu a vývoj cen ropy.....	69
3.3. Zhodnocení významnosti jednotlivých typů indexů sentimentu	75
3.3.1. NASDAQ Composite Index	75
3.3.2. Russell 3000 Total Market Index	80
4. Návrh a implementace lineárního modelu s indexem sentimentu	86
4.1. Volba indexů a charakteristika tržního prostředí.....	86
4.2. Odhad modelů	89
4.3. Zhodnocení predikčních schopností jednotlivých modelů	95
5. Závěr	99
Seznam použité literatury	101
Seznam zkratk.....	108
Prohlášení o použití výsledků bakalářské práce	
Seznam příloh	
Přílohy	

1. Úvod

Historické příklady akciových bublin a následných tržních krachů jsou důkazem nespolehlivosti klasické finanční teorie předpokládající hypotézu efektivních trhů. Jedno z alternativních vysvětlení vzniku těchto tržních anomálií nabízí behaviorální finance. Behaviorální finance jsou pozitivním ekonomickým směrem, který vznikl z potřeby doplnit teoretická východiska klasické finanční ekonomie – zkoumané anomálie jsou interpretovány jako důsledky jevů, které mainstreamový proud ekonomie nebere v úvahu.

Podstata behaviorálních financí vyplývá z existence behaviorálních faktorů. Pod pojmem behaviorální faktory rozumíme psychologické, sociologické, kognitivní a další podobné aspekty, které ovlivňují chování jedince. Jedinec nejedná v souladu s teorií plné racionality, a to nejen proto, že nedokáže kalkulovat se všemi možnými variantami, nemá přístup k dokonalým informacím, svá rozhodnutí činí za rizika a nejistoty apod., ale především proto, že je jeho chování ovlivněno přirozenými lidskými pudy a emocemi. S chováním jedinců odklánějícím se od racionálních očekávání se lze setkat v mnoha oblastech, mezi nimiž netvoří výjimku ani finanční trhy. V prostředí finančních trhů jsou behaviorální faktory sledovány zejména v podobě indexů sentimentu.

Předmětem bakalářské práce je role behaviorálních faktorů na finančních trzích. Cílem je identifikovat účelnost a význam behaviorálních faktorů, vyjádřených prostřednictvím indexů sentimentu, jakožto indikátorů tržního vývoje. Konkrétně je zkoumána významnost indexů sentimentu pro modely popisující vývoj na finančních trzích. Záměrem je rovněž identifikovat případné predikční schopnosti těchto indexů.

Za metody zkoumání jsou zvoleny grafická, korelační a regresní analýza. Vstupní data pro modelování tvoří časové řady (s měsíční frekvencí pozorování) několika vybraných tržních ukazatelů, především akciových indexů a indexů sentimentu. Zvolené ukazatele jsou sestavovány na základě dat pocházejících z prostředí amerického finančního trhu, jež je vybrán z důvodu robustnosti dostupných dat a rozsáhlého objemu místně uskutečňovaných obchodních transakcí. Jako platforma pro modelování je zvolen program EViews. Všechny modely předpokládají lineární vztah mezi proměnnými a jejich odhad je učiněn za pomoci metody nejmenších čtverců. Predikční schopnosti jednotlivých indexů jsou hodnoceny na základě ukazatelů chyb předpovědí, průměrné absolutní chyby (MAE) a střední kvadratické chyby (RMSE).

První část práce (druhá kapitola) je věnována úvodu do teoretických konceptů behaviorálních financí. Je pojednáno o metodologických předpokladech a historickém vývoji této disciplíny v kontextu behaviorálních faktorů. V závěrečné části kapitoly jsou diskutovány behaviorální heuristiky a předsudky, které představují klíčové objekty oborového zájmu.

Druhá část práce se zabývá indexy sentimentu. Vedle nastínění základních principů pro sestavování jednotlivých indexů jsou empiricky pozorovány vývojové tendence těchto indexů v prostředí finančních trhů. Je například sledován vývoj indexů sentimentu v souvislosti s vývojem historických tržních bublin a následných krachů, volatility cen akcií, tržní likvidity či cen zlata. V závěru této části je zhodnocena významnost jednotlivých typů indexů sentimentu ve vztahu k rozdílným akciovým indexům.

V závěrečné kapitole jsou zkoumány predikční schopnosti indexů sentimentu, a to zejména prostřednictvím hodnocení kvality in-sample statických predikcí sestavených na základě modelů vycházejících z odlišných kombinací vstupních proměnných pro různá období pozorování. Účelem volby několika modelů (s odlišnými charakteristikami) je snaha o komplexní popis studované problematiky a zajištění objektivitu obdržených výsledků. Optimální predikce, vzhledem k reálným hodnotám predikované proměnné, je vyhodnocena na bázi nejnižší hodnoty pro ukazatel RMSE.

2. Teoretická a metodologická východiska teorie behaviorálních financí

Behaviorální finance vznikly, mimo jiné, jako potřeba objasnit tržní procesy, které nedokáže mainstreamová finanční teorie relevantně vysvětlit. Cílem behaviorálních financí není klasická teoretická východiska nahradit, ale nabídnout k nim účelná doplnění.

V této části práce jsou definovány klíčové faktory vedoucí ke vzniku behaviorálních financí jako svébytné disciplíny. Je pojednáno o podstatě a oblasti teoretického zájmu a rovněž je diskutován společensko-historický kontext vývoje oboru.

2.1. Východiska teorie behaviorálních financí

Tato kapitola je věnována hlavním východiskům, která jsou příčinou úvah nad platností hypotéz klasické finanční teorie (zejména hypotézy efektivních trhů).

2.1.1. Nejistota a riziko

„Co je pro jednoho člověka rizikem, je pro druhého příležitostí“ Charette (1990).

Riziko lze definovat jako možnost ztráty/užitku vyplývající z několika variant volby (s odlišnými pravděpodobnostmi jejich realizace). Riziko je velice často spojeno s nejistotou, avšak na rozdíl od nejistoty je kvantifikovatelné.

V teorii behaviorálních financí je riziko významnou složkou vedoucí k neracionálnímu rozhodování. Účastníci trhu totiž mají tendence hodnotit riziko subjektivně. Primárně je každý jedinec ochoten podstupovat jiný stupeň rizika. Z tohoto titulu rozlišujeme jedince indiferentní k riziku, jedince vyhledávající riziko a jedince averzní k riziku. Vedle tohoto primárního předpokladu existuje celá řada faktorů, které ovlivňují vnímání a následné hodnocení rizika (podrobněji v kapitole behaviorální heuristik a předsudků [2.3]). Běžné jsou nicméně i situace, ve kterých není možné riziko přesně kvantifikovat a jeho míru lze hodnotit pouze subjektivně (jedná se o nejistotu).

Pro prostředí finančních trhů je typické spekulativní riziko. Spekulativní obchodování se zpravidla vyznačuje nadstandartními výnosy, které jsou kompenzací podstoupeného rizika (riziková prémie). Ani v tomto případě ale není samozřejmostí, že riziková prémie bude stanovena objektivně. Klasická finanční teorie měří riziko prostřednictvím očekávaných výnosů (*expected returns*) a rozsahu odchylek od této hodnoty (*expected standard deviations of returns*). Dále prostřednictvím očekávané volatility akcií (*expected stock volatility*), hodnoty

tržních beta (*market betas*) aj. Nezávisle na zvoleném měřítku rizika je předpokládán racionálně se rozhodující jedinec, který maximalizuje svůj užitek, je schopen exaktně vyjádřit své preference a vyčíslit očekávané hodnoty. Mezi teoretická východiska splňující tyto předpoklady například patří Moderní teorie portfolia (*Modern Portfolio Theory*) nebo Model oceňování kapitálových aktiv (*Capital Asset Pricing Model* [CAPM]).

Behaviorální finance na rozdíl od klasické finanční teorie ve svých modelech předpokládají nejen kvantitavní (objektivní), ale také kvalitativní (subjektivní) složky vymezující riziko. Ricciardi (Baker a Nofsinger, eds., 2010) uvádí, že většina behaviorálních charakteristik vymezujících faktor rizika byla definována v oblasti psychologie. Patří mezi ně například obeznámenost (*familiarity*) – člověk je k riziku tolerantnější, pokud už měl s podobnou rizikovou situací osobní zkušenost; znalost (*knowledge*) – pokud je situace náročná na pochopení, bude vnímána jako rizikovější; důvěra (*trust*) – vyšší důvěra ve veřejně publikované informace vede k menším obavám z rizika; dobrovolnost (*voluntariness*) – pokud se jedinec vystaví riziku sám (dobrovolně), vnímá jej jako méně naléhavé, než kdyby byl k jeho podstoupení donucen svým okolím (externě); výhoda (*benefit*) – čím více lidí vidí v rizikové příležitosti potenciální zisky, tím více jich bude v této rizikové aktivitě zainteresováno a navíc bude klesat jejich strach z tohoto rizika.

2.1.2. Davové chování

Koncept davového chování popisuje, jak jedinci koordinují své aktivity ve skupině, kde nejsou stanovena jednotná pravidla. Takovéto kolektivní jednání se obvykle odlišuje od jednání mimo skupinu (v izolaci).

V kontextu ekonomické teorie se lze s obecnými principy davového neboli stádového chování (*herding*) seznámit v pracích autorů Jamese Surowieckeho (*The Wisdom of Crowds*, 2004) a Charlese Mackaye (*Extraordinary Popular Delusions and the Madness of Crowds*, 1841). Surowiecki (2004) pojednává o kolektivní „moudrosti“ a jakým způsobem ji je ve skupině dosahováno. Uvádí čtyři předpoklady moudrého davu – diverzitu, nezávislost, decentralizaci a agregaci. Všechny zmíněné podmínky jsou charakteristikami skupinově sdílených informací. Mackay (1841) naopak hovoří o „hloupém“ konformním davu, ve kterém se neprosadí názory a postoje inteligentních jedinců. Davovým chováním se například dále zabývali či zabývají Solomon Asch (1952), Robert J. Shiller (1995), David Hirshleifer a Page Scott.

Na finančních trzích se lze setkat s oběma verzemi tohoto fenoménu. Typickým příkladem stádového chování je vznik spekulativních bublin – obchodující subjekty se při svých tržních aktivitách řídí aktuálně převládajícími trendy, například investují do rychle rostoucích akcií, protože tak činí většina ostatních účastníků trhu. Jejich obchodování je řízeno předpokladem, že většina sleduje optimální strategii a proto toto většinové chování imitují. V této situaci tedy ani nepokládají za potřebné pravidelně ověřovat vývoj tržních ukazatelů a sledovat případné odchylky od fundamentů. Existence davové psychózy tudíž bývá zpravidla odhalena až při prasknutí spekulativní bubliny.

Druhá, trhu přínosnější, varianta davového chování se projevuje prostřednictvím agregace informací jednotlivých tržních subjektů, kteří přicházejí s diversifikovanými informacemi, jež mohou souhrnně poskytnout kvalitní odhad současné (příp. budoucí) situace na trhu. Jako příklad uvádí Scott (2007) havárii raketoplánu Challenger:

28. ledna roku 1986 došlo k explozi raketoplánu Challenger, konkrétně 74 sekund po jeho startu. Tato událost ovlivnila pohyby cen akcií společností, které byly zainteresovány na realizaci projektu Challenger. Několik minut po výbuchu ceny akcií poklesly následovně: Rockwell International pokles o 6 %, Lockheed pokles o 5 %, Martin Marietta pokles o 3 % a Morton Thiokol, kde prudký pokles cen akcií způsobil zastavení jejich obchodování. Na konci obchodního dne (*close*) se akcie prvních tří společností zastavily na cca 3% poklesu jejich původní hodnoty. Akcie společnosti Morton Thiokol (jejichž obchodování bylo během dne obnoveno) skončily na 12% poklesu jejich původní ceny. Teprve po šesti měsících vyšetřování byla odhalena pravá příčina exploze raketoplánu – nekvalitní kroužkové těsnící spoje raketových motorů vyrobených společností Morton Thiokol. Na základě této události Scott (2007) soudí, že sdílení rozličných informací napříč trhem (např. o stavu počasí v kombinaci s technickými vlastnostmi užitých materiálů k výrobě raketoplánu) napomohlo k bezprostřednímu odhalení viníka nehody na finančním trhu.

Princip agregace informací v rámci davového chování je jedním z východisek při konstrukci indexů sentimentu, především *search-based* a *survey-based* indexů, které budou studovány v navazující praktické části této práce.

2.1.3. Nedokonalé informace

Podstatou hypotézy efektivních trhů je neexistence bariér bránících přenosu a sdílení informací a také předpoklad, že na trhu budou všechny dostupné informace (bezprostředně) reflektovány. V realitě však tyto předpoklady zpravidla neplatí.

Informační kaskády jsou jedním z faktorů, které narušují celistvost hypotézy efektivních trhů. Informační kaskády fungují na podobném principu jako davové chování, s tím rozdílem, že účastníci trhu záměrně ignorují své osobní informace, v důsledku čehož se utvoří kaskáda nediverzifikovaných informací. Scott (2007) považuje diverzifikované informace za klíčové prvky nutné k zajištění šíření nezkrivených informací. Jen takové informace mohou vést k optimálním výsledkům skupinových rozhodnutí, kde rozmanitost informací hraje stejně důležitou roli jako inteligence a individuální schopnosti členů skupiny. Scott také tvrdí, že přesnost skupinové predikce nemůže být nikdy horší než přesnost predikce vycházející z průměrných hodnot individuálních predikcí a dále, že s rostoucí rozmanitostí informací ve skupině roste i kvalita této skupinové predikce. Užitečnost diverzity signálů (informací) lze ilustrovat na Teorému rozmanitých odhadů (*The Diversity Prediction Theorem*), viz Page Scott (2007):

Micheala (M) a Julianna (J) učinily předpovědi o umístění studentů Maggie, Colea a Brodyho v soutěži v hláskování. V Tabulce 2.1.3.1 odpovídá první a druhý sloupec individuálním předpovědím M a J pro každého ze tří soutěžících, třetí sloupec zastupuje průměrný odhad M a J ((odhad M + odhad J)/2), poslední sloupec zobrazuje skutečné umístění účastníků soutěže.

Tabulka 2.1.3.1. Predikce umístění v soutěži v hláskování

	Micheala	Julianna	Průměr	Výsledek
Maggie	6	10	8	6
Cole	3	7	5	5
Brody	5	1	3	1

Zdroj: Scott (2007), vlastní úprava

Čtvercové chyby (*squared errors*) individuálních předpovědí M a J (ISE):

$$ISE(M) = (6 - 6)^2 + (3 - 5)^2 + (5 - 1)^2 = 0 + 4 + 16 = 20$$

$$ISE(J) = (10 - 6)^2 + (7 - 5)^2 + (1 - 1)^2 = 16 + 4 + 0 = 20$$

Průměr individuálních čtvercových chyb je 20. Čtvercová chyba kolektivní předpovědi (*collective squared error*) M a J (CSE):

$$CSE = (8 - 6)^2 + (5 - 5)^2 + (3 - 1)^2 = 4 + 0 + 4 = 8$$

Velikost odchylky předpovědi M (J) od průměru kolektivní předpovědi (O):

$$O(M) = (6 - 8)^2 + (3 - 5)^2 + (5 - 3)^2 = 4 + 4 + 4 = 12$$

$$O(J) = (10 - 8)^2 + (7 - 5)^2 + (1 - 3)^2 = 4 + 4 + 4 = 12$$

Rozdílnost predikcí (*prediction diversity*) odpovídající průměru individuálních odchylek (PD):

$$PD = \frac{12 + 12}{2} = 12$$

Předpoklady Teorému rozmanitých odhadů:

Kolektivní chyba = Průměrná individuální chyba – Rozdílnost predikce

Kolektivní chyba < Průměrná individuální chyba

Platnost těchto předpokladů Scott (2007) vysvětluje diverzitou individuálních predikcí: nadhodnocené předpovědi jsou vyváženy předpověďmi podhodnocenými. Pokud by ale informace ve skupině diverzifikované nebyly, kolektivní předpověď by vycházela z dominantních zpráv (ty jsou obvykle v souladu s aktuálním trendem a ne s reálnou situací), které by vypovídací schopnosti této předpovědi deformovaly.

Šíření omezeného vzorku zpráv specifickým skupinám je spojeno s konceptem asymetrie informací (*information asymmetry*), tedy situací, ve které některé skupiny nemají přístup ke všem dostupným zprávám. Chování, které se vyznačuje schraňováním cenných informací pouze pro vlastní účely, je typické pro subjekty spekulující na finančních trzích. Daný subjekt může získat neveřejné interní informace a těžit z jejich znalosti do doby, než budou se zpožděním odhaleny zbytku trhu.

2.1.4. Hluční obchodníci

Hlučné obchodníky (*noise traders*) je možné definovat jako tržní subjekty, které ke svým obchodním rozhodnutím nevyužívají analýzu trhu (technickou či fundamentální) a jednají spíše na základě svého subjektivního hodnocení aktuální tržní situace. De Long (De Long et al., 1990) definuje hlučné obchodníky následovně: „*Hluční obchodníci obchodují na základě špatných či žádných informací.*“ Na tržní podněty reagují neadekvátně (neracionálně) a nedokáží optimálně vyhodnocovat nově přicházející informace. Odean (1998) ve své studii dokázal, že volatilita je pozitivně korelována s objemem „hlučného“ obchodování. Ke svým závěrům dospěl skrze aplikaci efektu nadměrné sebejistoty (*overconfidence*) u obchodníků (podrobněji diskutováno v kapitole 2.3.6).

Protikladem hlučných obchodníků jsou racionální obchodníci, jejichž tržní aktivity jsou řízeny analytickým přístupem k evaluaci obchodních příležitostí. Pravidelně sledují stav trhu, nové informace verifikují a také se snaží předvídat potenciální směry budoucího vývoje. Některé teorie tvrdí (Fama [1965], Bloomfield a Andersonová [2010]), že existence hlučných obchodníků nemůže trh (minimálně v dlouhodobém horizontu) odchýlit od fundamentálního vývoje. Zastánci těchto teorií argumentují, že racionální obchodníci tvoří ke skupině hlučných obchodníků protiváhu, která způsobuje návrat cen k jejich fundamentálním hodnotám. K tomuto argumentu dodávají, že trh dokonale reflektuje všechny dostupné informace a tudíž pokládají za nepravděpodobný vznik informačních bariér, informačních kaskád či šíření irelevantních informací. Bloomfield a Andersonová (2010) dokonce poukazují na schopnost hlučných obchodníků učit se od racionálních obchodníků.

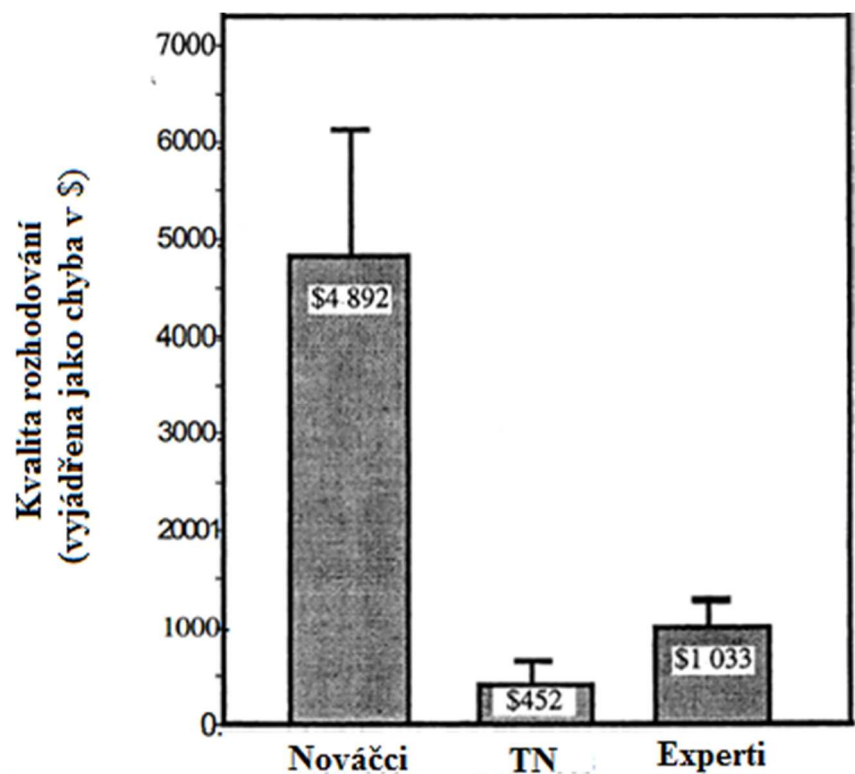
Iracionální a nesystematické reakce hlučných obchodníků navíc nemusí znamenat, že jsou obchodníky neúspěšnými. De Long et al. (1990) zjistili, že hluční obchodníci mohou v míře utržených zisků předčit racionální obchodníky.

S teorií hlučných obchodníků úzce souvisí studie věnované komparaci rozhodování odborníků a laiků v podmínkách rizika a nejistoty. Úvahy vychází z předpokladu, že experti v oboru (jednající racionálně) vždy nemusí přicházet s nejlepšími vyhlídkami. Například Thomas Watson, tehdejší výkonný ředitel IBM, pronesl v roce 1943 výrok: „*Domnívám se, že na světě je místo asi tak pro pět počítačů.*“ („*I think there is a world market for maybe five computers.*“).

Armstrong (1980) představil *Seer-Sucker Theory*, ve které dochází k závěru, že hodnota odborníků, kteří se zabývají odhady budoucího vývoje, je minimální, jelikož nikdo nemůže být odborníkem v něčem tak nejistém, jako je stanovování předpovědí. Dodává ale, že navzdory četným důkazům o neexistenci „proroků“ (*seers*) se vždy najdou „naivní jedinci“ (*suckers*), kteří jsou ochotni za „prorocké služby“ platit. Výskytem tohoto fenoménu na finančních trzích se již v 30. letech 20. století zabýval Alfred Cowles. Cowles (1933) porovnával výhledy tržního vývoje či investiční rozhodnutí odborníků a běžné veřejnosti. Například ukázal, že vzorek dvaceti pojišťovacích společností formuloval méně výnosné investiční strategie, než jak je stanovil průměrný zbytek trhu. Hershey a Walsh (2000/2001) provedli rozsáhlý experiment, ve kterém tři skupiny respondentů – nováčci, trénovaní nováčci (TN) a experti – řešili sérii šesti komplexních problémů penzijního investování. Experti byli zaměstnanci sekce daňového plánování v mezinárodní účetní společnosti s praxí a zkušenostmi v oboru. Navíc všichni, až na

jednoho zaměstnance, získali univerzitní titul v oboru ekonomie, účetnictví či podnikání. Nováčci a trénovaní nováčci byli začínajícími vysokoškolskými studenty s průměrnou dosavadní délkou vzdělání třinácti let. Neměli žádné dodatečné zkušenosti s finančním plánováním. Trénovaní nováčci se od nováčku lišili tím, že před začátkem experimentu absolvovali dva tří hodinové vzdělávací semináře. Výsledky experimentu shrnují grafy 2.1.4.1 a 2.1.4.2.

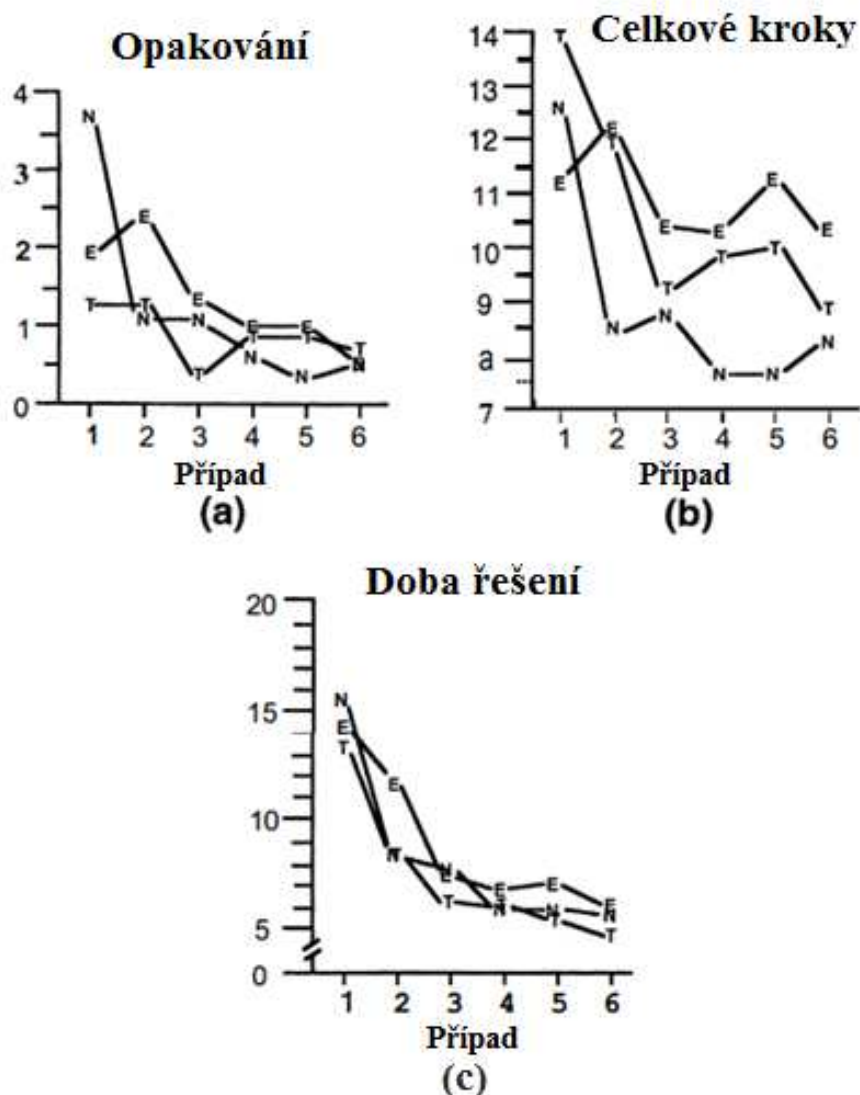
Graf 2.1.4.1. Průměrné hodnoty kvality rozhodování (\$) tří skupin



Zdroj: Hershey a Walsh (2000/2001), vlastní úprava

Hodnoty v grafu 2.1.4.1 představují průměry absolutních hodnot odchylek od optimálních řešení šesti zkoumaných problémů. Nižší hodnoty tedy znázorňují přesnější odhady. Jak je z grafů patrné, nejpreciznější výsledky náležely skupině trénovaných nováčků.

Graf 2.1.4.2. Průměrné hodnoty indikátorů procesní efektivity



Zdroj: Hershey a Walsh (2000/2001), vlastní úprava

Části a), b) a c) grafu 2.1.4.2 znázorňují křivky tří pozorovaných skupin (E=experti, T=trénovaní nováčci, N=nováčci) a jejich efektivitu při řešení šesti experimentálních problémů (případů). Část a) ilustruje počet opakování postupu řešení, část b) znázorňuje celkový počet kroků potřebných k dosažení řešení a část c) zachycuje dobu trvání procesu identifikace řešení. Z grafů je opět zřejmé, že odbornost nemusí být nutně faktorem zajišťujícím dosahování nejuspokojivějších výsledků.

2.1.5. Spekulativní bubliny

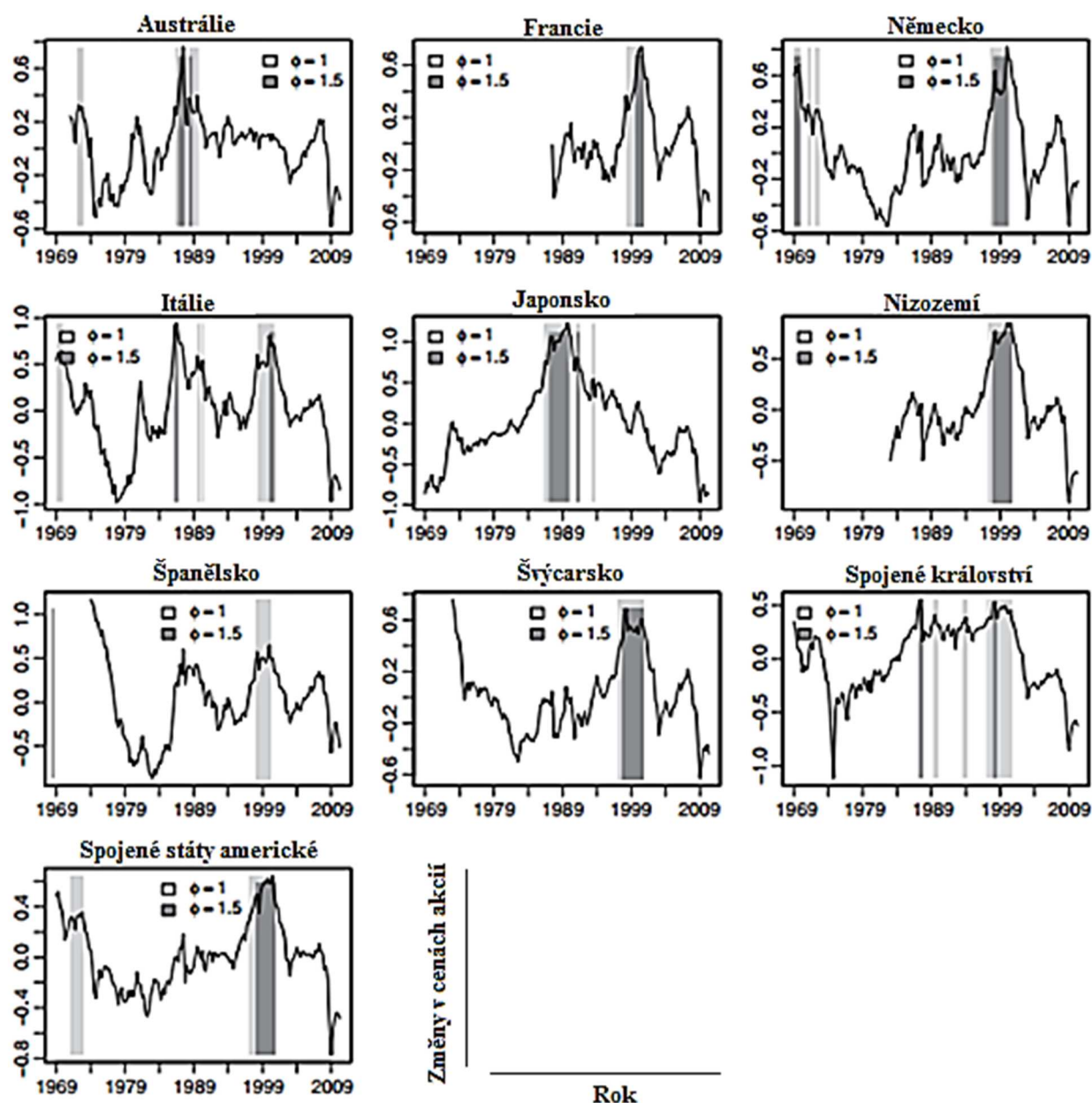
O spekulativní (tržní, cenové) bublině je možné hovořit v situaci, kdy na finančním trhu dochází k realizaci většího objemu obchodů s aktivy, jejichž cena není určena na bázi fundamentálních hodnot. Tato definice je zřetelně v protikladu ke klasické finanční teorii, která

předpokládá tržní mechanismy zabezpečující optimální ocenění obchodovaných aktiv. Vývoj nerefluktující fundamentální hodnoty značně omezuje možnosti využití fundamentální analýzy a znemožňuje tvorbu kvalitních výhledových predikcí. Na související nedostatek poukazují Herwartz a Kholodilin (2014), kteří na základě pozorování došli k závěru, že ekonomické fundamenty jsou schopny vysvětlit dynamiku cen akcií pouze v týdenním intervalu, který ji předchází nebo následuje, a proto jsou nevhodné k tvorbě dlouhodobějších tržních analýz.

Teorie definuje několik možných příčin vzniku bublin, za jednu z nejběžnějších jsou považovány psychologické faktory, dále pak monetární faktory, ekonomické cykly, individuální záměry spekulantů aj. Kategorii psychologických faktorů v kontextu tržních bublin se zabývají behaviorální finance, a to jak na makroekonomické úrovni celého trhu, tak na mikroekonomické úrovni jedinců, kteří na těchto trzích aktivně vystupují. Mezi zkoumané aspekty patří například kulturní a národnostní odlišnosti obchodníků, které determinují specifickou podobu obchodování na daných národních trzích, individuální psychologické charakteristiky tržních subjektů nebo tendence k sociálním interakcím.

Tržní bubliny se vyskytují v mnoha odlišných podobách. Může se jednat o náhlé a krátkodobé cenové výkyvy, které jsou trhem téměř bezprostředně odhaleny a jejich následky zpravidla nebývají závažné. Takovýmto událostem většinou není věnována přílišná pozornost a často ani nejsou termínem „bublina“ označovány. Na druhé straně existují bubliny, které vznikají dlouhodobým procesem akumulace systematických chyb obchodníků, jejichž negativní dopady následně vyžadují dlouhodobou a komplexní konsolidaci trhu. Mezi bubliny tohoto typu lze zařadit Tulipánovou mánii (*Tulipmania*) z 30. let 17. století nebo Tichomořskou bublinu (*South Sea Bubble*) z počátku 18. století. Detailní popis těchto dvou historických událostí lze nalézt v práci Charles Mackay (1841). Na konci 20. století začala vznikat Dot.com bublina (*Dot.com Bubble*) a jednou z posledních dokumentovaných událostí byla Realitní bublina (*Housing Bubble*), která přispěla ke vzniku globální finanční krize (2008). Empirická pozorování průběhu Dot.com bubliny a Realitní bubliny, včetně jejich souvislostí s behaviorálními faktory jsou obsahem podkapitoly 3.2.2.

Obrázek 2.1.5.1. Odchylky cen akcií od trendu vývoje a možné cenové bubliny



Zdroj: Herwartz a Kholodilin (2014), vlastní úprava

Šedě vyznačené oblasti v grafech jednotlivých států indikují výskyt potenciálních tržních bublin, které se vyznačují prudkým růstem cen akcií na daném národním trhu. Jedná se o cenové odchylky od trendu vývoje (trend je odhadnut s využitím Hodrick-Prescottova filtru). Herwartz a Kholodilin (2014) považují nejvyšší vrchol spojnicového grafu za konec („prasknutí“) doposud převládající cenové bubliny.

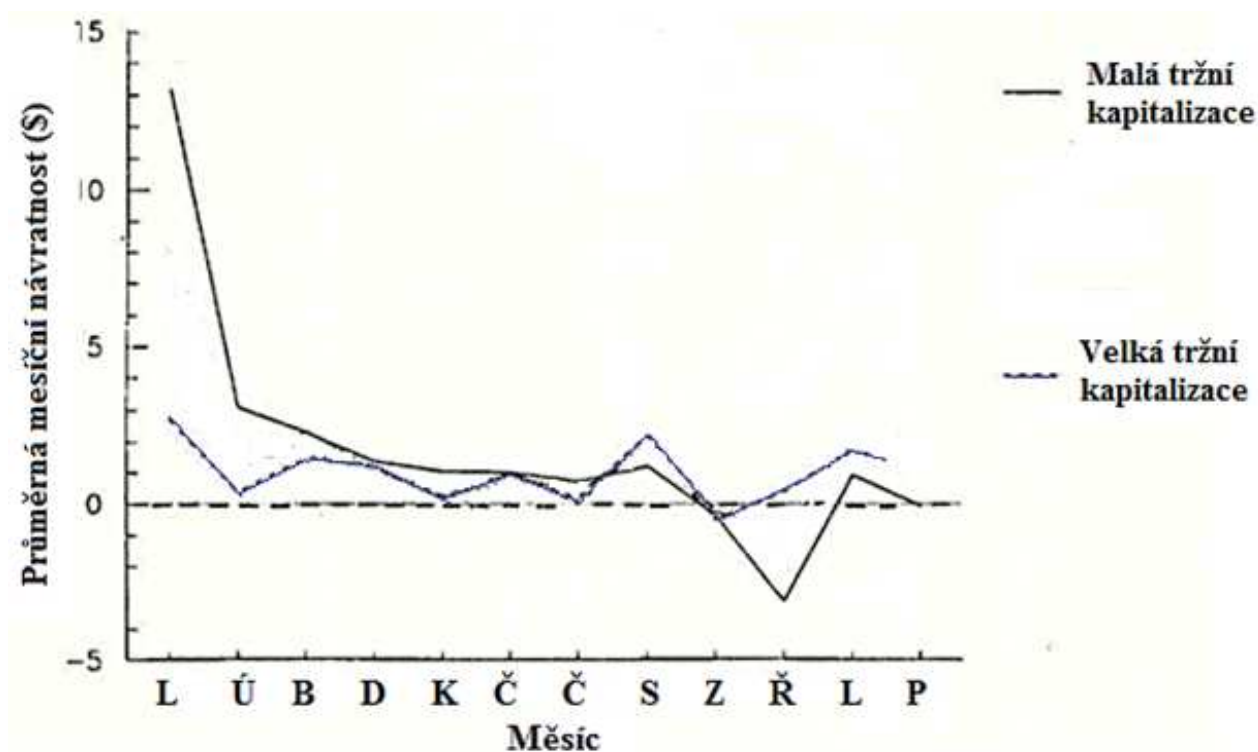
2.1.6. Tržní anomálie (kalendářní)

Existence tržních anomálií je často užívaným argumentem popírajícím platnost hypotézy efektivních trhů. Naik (2014) tvrdí, že anomálie jsou indikátory neefektivních trhů. Prostřednictvím analýz tržních anomálií jsou definovány faktory, které ovlivňují situaci na trhu, ačkoliv jejich relevantnost nemusela být primárně vůbec brána v úvahu, například psychologické charakteristiky účastníků trh, emociální faktory apod.

Obsahem této kapitoly je specifická kategorie kalendářních anomálií, které způsobují opakující se schémata ve vývoji cen tržních aktiv. Zpravidla jde o situace, kdy určitý časový úsek v roce/měsíci/dnu je pro investory vhodnější k uzavírání obchodů.

Efekt měsíce v roce (*month-of-the-year effect*) je anomálií, která je charakteristická zvýšeným/sníženým objemem obchodování v určitém kalendářním měsíci. Známým příkladem je **Lednový efekt** (*January effect*), který se vyznačuje růstem cen akcií v měsíci lednu. Jedním z vysvětlení tohoto efektu mohou být důvody daňových optimalizací. Investoři na konci roku prodají část svých aktiv, čímž dojde ke snížení základu pro výpočet daně. Po vyměření daňové povinnosti za uplynulý rok pak na začátku následujícího roku – v lednu – nakoupí prodána aktiva zpět do svých portfolií. Tento efekt není univerzálně platný a týká se specifického okruhu akcií. Reinganum a Gangopadhyay (1991) ve své studii dokázali, že lednový efekt ovlivňuje zejména akcie malých společností. Dále zmiňují, že empirická evidence lednového efektu (v návaznosti na předpoklad daňové optimalizace jako důvodu k obchodování) byla potvrzena na americkém kapitálovém trhu, kdežto z pozorování na australském, japonském či kanadském trhu nelze na lednový efekt usuzovat.

Graf 2.1.6.1. Průměrná měsíční návratnost tržně hodnocených portfolií 1963–1987 (měsíčně)



Zdroj: Reinganum a Gangopadhyay (1991), vlastní úprava

Jednotlivé křivky grafu 2.1.6.1 představují portfolia akcií rozdělená podle úrovně tržní kapitalizace. V lednu měly akcie firem s malou tržní kapitalizací zřetelně vyšší průměrnou návratnost než akcie firem s velkou tržní kapitalizací. Tento závěr je v souladu s hypotézou, která tvrdí, že lednový efekt ovlivňuje zejména akcie malých společností.

Efekt dne v týdnu (*day-of-the-week effect*) je jakousi vysokofrekvenční obdobou efektu měsíce v roce. Na finančních trzích je konkrétně dobře sledovatelný víkendový (pondělní) efekt. Tato anomálie vzniká z titulu pěti denního obchodního týdne na burzách, kdy pátek, jako poslední obchodní den, přináší nejvyšší míru výnosů a pondělí, jako první obchodní den, nejnižší míru výnosů. Ovšem i v tomto případě se lze setkat s výjimkami. Naik (2014) například uvádí, že v nedávné době byl popsán i převrácený víkendový efekt (*reverse weekend effect*), tedy že pondělní výše výnosů opakovaně předčila výnosy páteční. Toto zjištění potvrdili i Brusa, Liu a Schulman (2005), kteří dokládají rozšiřující poznatky: klasický víkendový efekt se týká spíše malých firem, kdežto převrácený víkendový efekt byl pozorován zejména u velkých firem; u převráceného efektu pondělní návratnost ve většině případů předčila návratnost předcházejícího pátku, pokud tyto páteční výnosy byly pozitivní. V případě, že byly

páteční výnosy negativní, k obrácenému víkendovému efektu nedošlo. Vývoj obráceného víkendového efektu je přisuzován například změně obchodních zvyklostí investorů.

Dalším typickým denním efektem je zvýšení objemu obchodů (a růst cen akcií) čtyři dny před koncem a tři dny na začátku každého měsíce. Obchodníci na začátku měsíce investují nově nabyté likvidní prostředky do cenných papírů a na konci měsíce si naopak likvidní prostředky prodejem cenných papírů obstarávají. Za zvýšeným objemem obchodů na hranicích měsíců mohou stát rovněž psychologické faktory spojené s očekáváním nových informací, příležitostí, podnětů apod.

2.2. Vznik teorie behaviorálních financí

Záměrem této kapitoly je nastínit historické souvislosti vedoucí ke vzniku a následnému tematickému vymezování disciplíny behaviorálních financí. První část je věnována zasazení behaviorálních financí do kontextu historického vývoje. V druhé části je pojednáno o stěžejní teorii behaviorálních financí – Teorii vyhlídek – která se stala paradigmatem oboru.

2.2.1. Historický vývoj

První myšlenky, stojící v protikladu k teorii dokonalé racionality, zvažující ekonomického agenta jako lidskou bytost jednající v mezích svých emocí a nálad, se objevily již za dob klasiků. Například v díle *Teorie morálních sentimentů* (*The Theory of Moral Sentiments*, 1. vydání 1759) Adam Smith (1790) popisuje psychologické a sociologické aspekty, které formují podstatu lidského jednání. Jeremy Bentham (1789) popsal psychologické principy, jež vedou lidské jedince za hledáním užitku a blaha.

K otázkám přirozeného lidského jednání ve vztahu ke společenské vědomosti a skupinovým rozhodnutím, se vyjádřil Charles Mackay (1841), kdy na historických případech davového jednání poukazuje na fenomén neřízeného davového chování. Výstižným je citát: „*Men, it has been well said, think in herds; it will be seen that they go mad in herds, while they only recover their senses slowly, and one by one.*“ (Mackay, 1852) Podobné názory zastával Francis Galton, který roku 1906 provedl experiment se zásahem do oborů psychologie davů a statistiky. Experiment se týkal odhadu váhy vola (resp. Galton si obstaral hlasovací lístky ze soutěže, kde jednotlivci odhadovali správnou váhu zvířete). Jeho prvotním záměrem bylo dokázat neschopnost průměrného občana činit racionální rozhodnutí, čímž chtěl ilustrovat banalitu politických voleb (lidé si nejsou schopni zvolit správného kandidáta). Výsledek experimentu však byl pro Galtona překvapením. Průměrný tip váhy zvířete (787 hlasujících)

byl 1 197 liber, jeho skutečná váha byla 1 198 liber. Později se proto Galton přiklonil k myšlence „moudrého“ davu.

Marginalistická revoluce (konec 19. století) a následná éra neoklasické ekonomie ze své teoretické podstaty spíše abstrahovaly od psychologických a emocionálních složek v procesu jednání ekonomických agentů. Ekonomičtí agenti byli modelováni jako racionálně optimalizující subjekty – koncept *Homo economicus*. Samozřejmě i v tomto období působili teoretikové pohlížející na problematiku ze širší perspektivy, například Irving Fisher či Vilfredo Pareto.

Přibližně v polovině 20. století začala vznikat svébytná disciplína známá jako behaviorální ekonomie, z jejíž podstaty čerpala následně se formující oblast behaviorálních financí. Behaviorální ekonomie pohlíží na ekonomii jako na komplexní celek, kdežto behaviorální finance jsou úžeji zaměřené na oblast finanční teorie.

Ramiah, Xu a Moosa (2015) považují za jedno z prvních děl předcházející vzniku behaviorálních financí publikaci *Psychology of the stock market: Human impulses lead to speculative disasters* George Charlese Seldena z roku 1912. Selden (1912) zde dochází k závěru, že pohyby cen akcií jsou závislé na mentálním přístupu tržních subjektů. Maurice Allais (1913) jako jeden z prvních poukázal na nespolehlivost teorie očekávaného užitku. Své hypotézy zkoumal na sérii rozhodovacích experimentů, známých jako tzv. Alleeho paradoxy. Na jeho poznatky později navázali Daniel Kahneman a Amos Tversky ve své Teorii vyhlídek (Kahneman a Tversky, 1979). Dalším významný příspěvek v počátcích formování behaviorální ekonomie učinil Herbert Simon (1955), který uvádí své přesvědčení, že koncept „ekonomického člověka“ vyžaduje drastické revidování a navrhuje směry, jakými by se tato revize měla ubírat.

70. léta 20. století se vyznačovala obecně uznávanou doktrínou racionálních očekávání, která byla v souladu s dobově akceptovanými finančními modely a nástroji tržní analýzy. I v tomto období je ovšem možné nalézt práce dokumentující výskyt tržních anomálií, které teorie racionálních očekávání a efektivního trhu nedokázaly přesvědčivě vysvětlit. Například článek Victora Niederhoffer (1971) nebo článek autorské trojice Wilbura G. Lewellena, Ronalda C. Lease a Garyho G. Schlarbauma (1977).

Shefrin (2009) za první konzistentní příspěvek k teorii behaviorálních financí považuje dílo Paula Slovice (1972). Další rané práce v oboru behaviorálních financí pocházely taktéž

z autorského kolektivu psychologů. Až do roku 1979 však byly poznatky těchto prací v ekonomické teorii aplikovány v nevýznamné míře. V roce 1979 vyšel v časopise *Econometrica* článek *Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk*, který tento dosavadní nezájem o sféru behaviorálních financí změnil. Jeho autory byly opět psychologové, konkrétně Daniel Kahneman a Amos Tversky. Ze strany teoretiků ekonomie byl příspěvek k teorii behaviorálních financí učiněn až v roce 1984, a to v práci Hershe Shefrina a Meira Statmana (1984).

V 80. letech 20. století behaviorální finance zaznamenávaly prudký rozmach, jelikož v této době vyvstávala čím dál tím naléhavější potřeba reagovat na projevy nedostatků hypotézy efektivního trhu a racionálních očekávání, které doposud tvořily dominantní jádro finanční teorie. Hypotéza efektivního trhu nedokázala objasnit tržní anomálie jako lednový efekt (*January effect*) či efekt dne v týdnu (*day-of-the-week effect*). Shiller (2003) za stěžejní tržní anomálii, která odstartovala debaty o nekonzistentnosti hypotézy efektivního trhu, považuje nadměrnou volatilitu (*excess volatility*). Dále uvádí, že v této souvislosti byly vymezeny dva hlavní zájmové proudy odborné literatury behaviorálních financí, a to iracionalita v chování investorů a neefektivnost v oceňování akcií.

Od 21. století se behaviorálními faktory v procesu rozhodování zabývá stále více vědních disciplín. Behaviorální finance (a ekonomie obecně) jsou oborem na pomezí ekonomie, psychologie, sociologie, medicíny, biologie a dalších disciplín, čímž dochází k nevyhnutelnému, avšak účelnému, prolínání poznatků všech těchto oborů.

V současnosti probíhá v oboru behaviorálních financí rozsáhlý výzkum, cílící na verifikaci/falzifikaci nových ekonomicko-psychologických poznatků, s primárním záměrem tyto poznatky aplikovat do praxe. Důraz je kladen na empirické studie, které jsou na rozdíl od prvotních výzkumů v oboru, nutným předpokladem k akceptaci zkoumaných teorií.

2.2.2. Teorie vyhlídek

Jak již bylo zmíněno v kapitole 2.2, s osobou Daniela Kahnemana a Amose Tverskeho je spojen rozmach teorie behaviorálních financí. Ve svém článku *Teorie vyhlídek: Analýza rozhodování za rizika* (*Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk*), publikovaném roku 1979, společně vypracovali novou teorii zabývající se rozhodováním za rizika – Teorii vyhlídek (*Prospect Theory*). Tato pozitivní teorie vznikla jako protipól k normativní teorii očekávaného užitku, kterou představil v roce 1738 Daniel Bernoulli. Teorie očekávaného

užitku rovněž vysvětluje rozhodování za rizika, ale na rozdíl od Teorie vyhlídek předpokládá dokonalou racionalitu ekonomických subjektů.

Teorie vyhlídek vychází z teorie omezené racionality (Herbert Simon), z kognitivních chyb a dalších psychologických principů. Její autoři navazují na předchozí studie Maurice Allého který rovněž poukazoval na nedostatky hypotézy očekávaného užitku. Hypotézu nedostatečnosti teorie očekávaného užitku ověřili Kahneman a Tversky (1979) prostřednictvím anonymního dotazníkového šetření. Respondenty byli vysokoškolští studenti a pedagogové (např. z University of Michigan). Dotazníky sestávaly z několika rozhodovacích problémů. Za účelem zajištění objektivity šetření bylo sestaveno několik dotazníkových variant (např. záměnou pořadí otázek). Jeden z předložených rozhodovacích problémů byl následující (poznámka: respondenti neměli k dispozici očekávanou hodnotu [OH]):

Problém 1:

- a) 80% pravděpodobnost zisku 4000 peněžních jednotek (pj)
($OH = 0,8 \cdot 4000 = 3200$ pj),
- b) 100% pr. zisku 3000 pj ($OH = 1 \cdot 3000 = 3000$ pj),

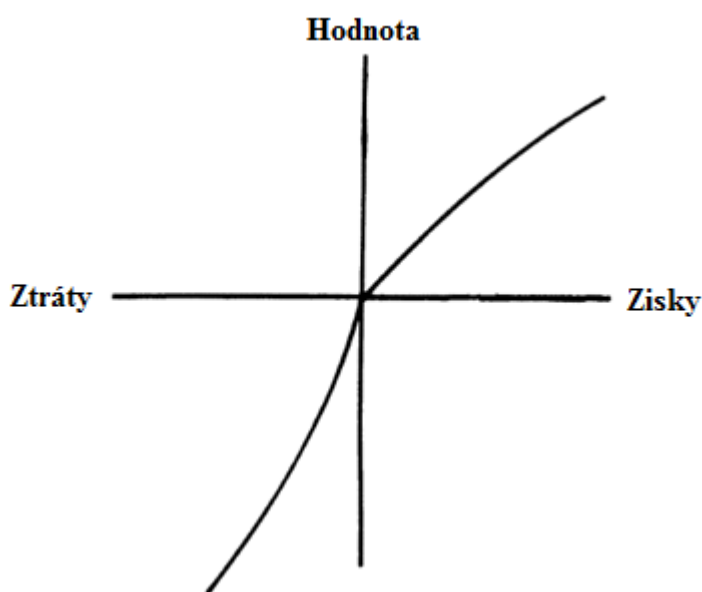
Problém 2:

- c) 20% pr. zisku 4000 pj ($OH = 0,2 \cdot 4000 = 800$ pj),
- d) 25% pr. zisku 3000 pj ($OH = 0,25 \cdot 3000 = 750$ pj).

Podle výsledků (Kahneman a Tversky, 1979) v Problému 1 zvolilo variantu a) 20 % respondentů, zatímco variantu b) zvolilo 80 % respondentů. V Problému 2 volilo 65 % dotázaných variantu c) a 35 % dotázaných variantu d). Výsledky Problému 1 jsou zřetelně v rozporu s předpoklady teorie očekávaného užitku. Podle této teorie by měli respondenti vždy preferovat variantu a) před variantou b). Vysvětlením pro tuto odchylku může být neschopnost či neochota jedince vypočítat příslušné očekávané hodnoty či některý z behaviorálních efektů (předsudků). Výsledky Problému 2 jsou naopak v souladu s teorií očekávaného užitku, avšak i ony mohou být částečně způsobeny existencí behaviorálních efektů, např. efektem rámování – po rozhodnutí respondenta v Problému 1, kde je jedna z variant jistá, následuje rozhodování mezi variantami s poměrně nízkými pravděpodobnostmi v Problému 2. Je nicméně účelné brát v úvahu, že ani Teorie vyhlídek není teorií univerzálně aplikovatelnou.

Pro potřeby Teorie vyhlídek Kahneman a Tversky navrhli hodnotovou a vážící funkci. Hodnotová funkce (*value function*) je alternativní funkcí oceňování užitku, která má, na rozdíl od funkce teorie očekávaného užitku, nelineární charakter. Její průběh je konvexní v situacích, jež vedou ke ztrátě užitku (bohatství) jedince vlivem jeho jednání a konkávní pro situace opačné. Konkávní průběh funkce implikuje klesající mezní užitek ze zisků a konvexní průběh implikuje klesající mezní „bolest“ ze ztráty. Podstatný je pak sklon této funkce, který je v konvexním (ztrátovém) intervalu vždy větší než v intervalu konkávním (ziskovém). Z tohoto vyplývá, že rozhodující se jedinec přisuzuje větší význam potenciálním ztrátám než potenciálním ziskům, z čehož mimo jiné vyplývá behaviorální efekt averze ke ztrátám (*loss aversion*). Pokusy bylo zjištěno, že lidé vnímají pocit ztráty přibližně dvakrát až dvaapůlkrát silněji než pocit zisku, neboli hodnotová funkce je v oblasti ztrát dvakrát až dvaapůlkrát strmější než v oblasti zisků (Kahneman a Tversky, 1979).

Graf 2.2.2.1. Hodnotová funkce navržená Kahnemanem a Tverským



Zdroj: Kahneman a Tversky (1979), vlastní úprava

Inflexním bodem v grafu hodnotové funkce je referenční bod, jehož úroveň významně ovlivňuje rozhodování jedince. Totožná úroveň bohatství je vnímána různými jedinci odlišným způsobem, a to v závislosti na referenčním bodu, který může například představovat výši příjmu těchto osob. S tímto bodem také souvisí efekt rámování (*framing effect*), který je podrobněji diskutován v části 2.3.12. Dalším významným rysem hodnoty, v pojetí Kahnemana a Tverskeho, je její subjektivní vnímání, a to na bázi jejích změn spíše než na bázi její absolutní hodnoty.

Vážící funkce (*weighting function*) byla vytvořena pro potřeby vysvětlení neracionálního (subjektivního) vnímání pravděpodobnostních hodnot v procesu rozhodování. Rozhodovací problémy obvykle sestávají z několika variant volby s příslušnou pravděpodobností jejich realizace. V případě, že analyzujeme problém na základě teorie očekávaného užitku, pak rozhodovací váha (*decision weight*) odpovídá dané pravděpodobnosti. Ve skutečnosti ovšem nemusí být pravděpodobnost realizace dané varianty objektivně vnímána a rozhodovací váha slouží k vyjádření této subjektivní pravděpodobnosti.

Kahneman a Tversky (1979) tvrdí, že se rozhodovací váhy neřídí axiomy pravděpodobnosti a tudíž by neměly být interpretovány jako měřítka stavu či přesvědčení o daném jevu. Koncept vážící funkce popsali prostřednictvím následujícího rozhodovacího problému.

Problém 1:

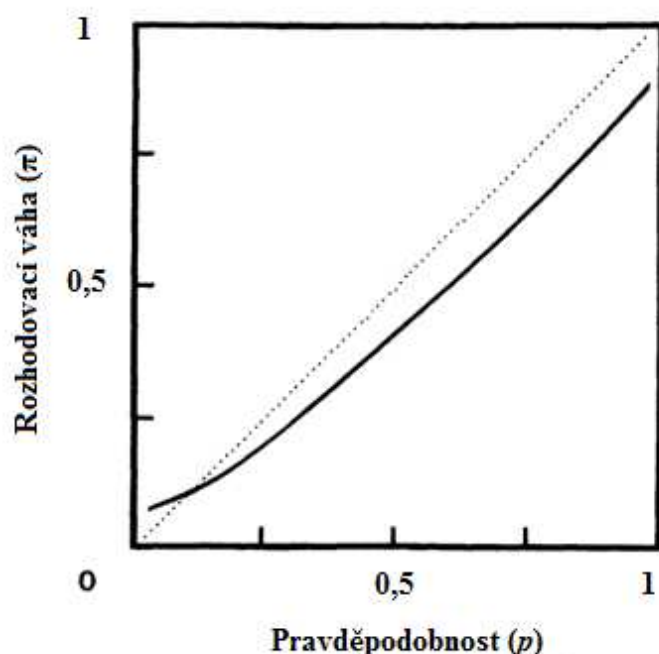
- a) 5000 peněžních jednotek (p_j) s pravděpodobností (p) = 0,001
- b) 5 p_j s $p = 1$

Problém 2:

- c) -5000 p_j s $p = 0,001$
- d) -5 p_j s $p = 1$

V Problému 1 zvolilo variantu a) 72% dotázaných a variantu b) 28% dotázaných. V Problému 2 zvolilo 17% dotázaných variantu c) a 83% dotázaných variantu d). Očekávaná hodnota (OH) varianty a) je totožná s variantou b) a obdobně OH varianty c) se rovná OH varianty d). Racionálně jednající subjekty by tedy měli být indiferentní mezi volbami a) – b) a c) – d). Kahneman a Tversky (1979) komentují získané výsledky takto: V Problému 1 lidé preferují variantu připomínající tiket do loterie před OH tohoto tiketu. V Problému 2 naopak lidé preferují malou ztrátu, kterou lze demonstrovat jako platbu pojišťovací prémie, před malou pravděpodobností velké ztráty. Komentář poukazuje na možné příčiny subjektivního vnímání reálných pravděpodobností daných variant, které způsobují odchylky vážících funkcí od těchto pravděpodobností.

Graf 2.2.2.2. Vážící funkce navržená Kahnemanem a Tverským



Zdroj: Kahneman a Tversky (1979), vlastní úprava

Rozhodovací váha (π) je rostoucí funkcí pravděpodobnosti (p), kde $\pi_{(0)} = 0$ a $\pi_{(1)} = 1$. π je regresivní vzhledem k p , což implikuje menší citlivost preferencí vůči změnám pravděpodobnosti než v případě funkce očekávaného užitku (sklon $[1,1]$).

Kahneman a Tversky (1979) tvrdí, že na proces rozhodování je nutné nahlížet s ohledem na kontext, v němž se dané rozhodování uskutečňuje, tedy brát v úvahu všechna omezení, která jej provázejí. Vlivem existence těchto omezení (rozdílných kontextů) vznikají odchylky od přímočarého racionálního chování. Tyto odchylky nám následně mohou pomoci při objasňování nestandardního (neočekávaného) vývoje. V této souvislosti Kahneman a Tversky (1979) definovali několik behaviorálních heuristik (mentálních zkratk) a behaviorálních předsudků, na jejichž základě jsou činěna neracionální rozhodnutí. O behaviorálních heuristikách a behaviorálních předsudcích bude podrobněji pojednáno v následující podkapitole.

2.3. Behaviorální heuristiky a behaviorální předsudky

Behaviorální heuristiky (*behavioral heuristics*) a behaviorální předsudky (*behavioral biases*) jsou podstatou zkoumání teoretiků v oblasti behaviorálních financí. Prostřednictvím těchto faktorů jsou zjišťovány odchylky od fundamentů a předpokládaných stavů. Vedle identifikace příčin určitého jevu je možno předvídat i jeho budoucí vývoj. S ohledem na behaviorální faktory již známé, je možné dospět k uspokojivějším predikčním výsledkům.

Heuristiky a předsudky lze chápat jako argumenty pro zahrnování behaviorálních faktorů do ekonomických úvah. Psychologické a emocionální složky lidského jednání mají nepopiratelný vliv na uskutečňovaná rozhodnutí, a proto by neměly být opomíjeny v rámci teoretických konceptů. Typickým příkladem ekonomických agentů, kteří formují svá rozhodnutí na základě behaviorálních heuristik (předsudků) jsou hluční obchodníci, kteří jsou na finančních trzích protipólem racionálně jednajících obchodníků.

Behaviorální heuristikou rozumíme zjednodušení komplexního rozhodovacího problému na dílčí operace. Je abstrahováno od aspektů, které není jedinec, v procesu posuzování možných variant, schopen či ochoten zahrnout do svých kalkulací. Konečné rozhodnutí tedy není výsledkem zvážení všech dostupných informací, je sub-optimální, a navíc může být ovlivněno emocemi. Z tohoto důvodu jsou heuristiky zdrojem systematických chyb a odchylek. Podle Schwartze (2010) heuristiky poskytují subjektivní přístupy a reflektují skutečnost, že lidé nejsou vždy schopni precizně zhodnotit pravděpodobnost a riziko podle zákonů pravděpodobnosti. Předpoklad existence behaviorální heuristiky v rozhodovacím procesu je tedy velice pravděpodobný v případě rozhodování za nejistoty.

První heuristiky definovali Kahneman a Tversky ve své teorii vyhlídek, patří mezi ně reprezentativnost (*representativeness*), dostupnost (*availability*) a ukotvování a přizpůsobení (*anchoring and adjustment*). K těmto třem prvotním heuristikám přibyla v následujících letech řada dalších, a to zásluhou Giloviche, Griffina, Slovice, MacGregora a dalších.

Behaviorální předsudky (efekty, jevy) jsou kognitivními vlastnostmi člověka vyplývajících z podstaty jednání lidské bytosti. Podrobněji se touto problematikou zabývá psychologie. Z pohledu behaviorálních financí jsou behaviorální předsudky odchylky od modelů racionální volby.

Jelikož se principy behaviorálních heuristik a předsudků vzájemně prolínají či doplňují, dochází někdy v literatuře k záměně jednotlivých pojmů. U některých heuristik (předsudků)

navíc neexistuje jasný konsensus ohledně jejich kategorizace. Následující podkapitoly jsou řazeny s ohledem na teoretickou příbuznost jednotlivých předsudků a heuristik. Některým předsudkům nejsou samostatné kapitoly věnovány a jsou pouze zmíněny v kapitolách tematicky souvisejících heuristik (předsudků).

2.3.1. Heuristika reprezentativnosti

Heuristika reprezentativnosti (*representativeness*) spočívá na tendencích jedince činit závěry na základě jeho individuálního vnímání reality, například vlivem stereotypů a zažitých společenských vzorců chování. Této heuristice je principiálně podobný předsudek konzervatismu (viz podkapitola 2.3.2), a to s tím rozdílem, že heuristika reprezentativnosti nevylučuje změny postojů a názorů v čase.

Z principu reprezentativnosti vychází také předsudek souvislosti (*conjunction bias*), jehož známým příkladem je *Linda problem* představený Kahnemanem, Slovicem a Tverským (1982): „*Linda má 31 let, nemá partnera, je upřímná a chytrá. Její studijní specializací byla filosofie. Jako studentka se zajímala o otázky diskriminace a sociální spravedlnosti a také se účastnila protijaderných demonstrací.*“ Na základě popisu Lindy měli účastníci experimentu zhodnotit pravděpodobnost osmi předložených výroků. Překvapivé ohodnocení získaly následující dvě varianty:

- a) Linda pracuje v bance (X),
- b) Linda pracuje v bance a je aktivní ve feministickém hnutí ($X \wedge Y$).

Více jak 90% dotázaných ohodnotilo variantu b) jako více pravděpodobnou než variantu a). Toto hodnocení je však v rozporu se zákonem konjunkce, kde pravděpodobnost (X) je větší než pravděpodobnost ($X \wedge Y$). Respondenti byli ovlivněni heuristikou reprezentativnosti (a předsudkem souvislosti), které způsobily posuzování předloženého problému na základě subjektivního stanovení pravděpodobnosti.

Jako příklad reprezentativnosti na finančních trzích uvádějí Jain, R. P. Jain a Ch. Jain (2015) tendence hodnotit budoucí návratnost investic na základě jejich návratnosti současné, bez analýzy příčin této návratnosti a zhodnocení pravděpodobnosti jejího pokračování do budoucna. Je vybrán reprezentativní vzorek informací, na které se rozhodující se subjekt spoléhá. Shefrin a Statman (2003) tvrdí, že investoři věří v kvalitu akcie, pokud je tato akcie akcií „dobré“ společnosti a dokazují, že následná výkonnost „dobrých“ akcií byla s tímto předpokladem nekonzistentní.

2.3.2. Předsudek konzervatismu

Konzervatismus (*conservatism*) je předsudek způsobující setrvávání u jednou zformovaných názorů a vyznačuje se strnulostí k zaujímání nových postojů. Tyto aspekty jej odlišují od heuristiky reprezentativnosti, která změnu postojů v čase nevylučuje. S předsudkem konzervatismu se setkáváme v případě, kdy je pro jedince náročné pochopit a přijmout nové informace a raději setrvává u starých názorů.

2.3.3. Heuristika dostupnosti

Heuristika dostupnosti (*availability*) se vyznačuje neochotou účastníků trhu vyhledávat nové informace. V důsledku se tak ve svých úsudcích a rozhodnutích spoléhají jen na omezený počet informací a přirozeně přisuzují vyšší pravděpodobnost informacím, které jsou snadno dostupné.

Podle Bakera a Nofsingera (2010) je typickým příkladem heuristiky dostupnosti přesvědčení většiny lidí, že vraždy jsou ve společnosti běžnější než sebevraždy. Ve skutečnosti je ale opak pravdou. Chybné přesvědčení je výsledkem častěji publikovaných mediálních zpráv o vraždách nežli o sebevraždách

Na finančních trzích se s tímto jevem lze setkat, když jsou náklady (nejen peněžní) na získávání relevantních informací příliš vysoké. Určitá skupina obchodníků tak pak může uskutečňovat transakce, které se svou podstatou odchyľují od fundamentálních základů a nereflktují aktuální směnné relace. Předsudek dostupnosti může být jeden z příčinných faktorů vzniku spekulativních bublin. Na druhé straně však může být tohoto předsudku využito ve prospěch potenciálního investora (za předpokladu, že většina současných investorů formuje své obchodní strategie na základě mainstreamových zpráv). Vyhledání těchto zpráv umožní potenciálnímu investorovi aproximovat budoucí vývoj (trend) trhu a spekulovat na zisk, nezávisle na tom, jestli je očekávaný vývoj v souladu s fundamenty.

2.3.4. Heuristika ukotvení a přizpůsobení

Ukotvení a přizpůsobení (*anchoring and adjustment*) se na finančních trzích projevují v podmínkách neznalosti (či neschopnosti odhadu) cen příslušných tržních produktů. V případě stanovování ceny je učiněn cenový odhad vycházející z číselné hodnoty, kterou si jedinec bezprostředně vybaví nebo která je mu nejsnadněji dostupná. Může se jednat o jakékoli číslo, i takové, které má minimální souvislost s požadovaným cenovým odhadem. K tomuto Just (2014) uvádí, že v situaci, kdy jsou lidé vyzváni k učinění cenového odhadu určité věci, mohou

například ukotvit (*anchor*) tento cenový odhad k hodnotě posledních dvou číslic svého sociálního zabezpečení. Když následně určují maximální částku, kterou by byli ochotni za danou věc zaplatit, začnou cenu přizpůsobovat (*adjust*) k prvotní cenové kotvě.

Významný vliv má tato heuristika při odhadech budoucího vývoje, např. rizika spojeného s danou finanční operací. Předpověď budoucího rizika vychází z ukotvení v současných podmínkách. Pokud je současné riziko systematicky nadhodnocené, bude nadhodnocený i jeho budoucí odhad.

2.3.5. Averze ke ztrátám

Behaviorální efekt averze ke ztrátám (*loss aversion*) vychází z vlastností hodnotové funkce, kterou navrhli Kahneman a Tversky v rámci Teorie vyhlídek (Kahneman a Tversky, 1979). V souladu se sklonem této funkce (viz graf 2.2.2.1) je absolutní hodnota ztráty vnímána ve větší míře v porovnání se ziskem o stejné hodnotové výši. Averze ke ztrátám je tedy behaviorální efekt, který je zřetelně v nesouladu s teorií očekávaného užitku, kde je průběh hodnotové funkce předpokládán jako lineární.

Podstatnou součástí faktoru averze ke ztrátám je referenční bod, který představuje současné nastavení vnímání hodnot jedince. Pokud má daný jedinec nastaven referenční bod na hodnotě 1000 pj, ztráta 100 pj pro něj bude méně citelná než ztráta totožné výše pj u jedince, který má referenční bod na hodnotě 250 pj. Nastavení referenčního bodu navíc nemusí být objektivní (např. na základě disponibilního důchodu), ale může být čistě subjektivní, což je častým případem v prostředí finančních trhů. Subjekty působící na finančním trhu často mění svůj referenční bod v návaznosti na ztráty a zisky, které zaznamenávají v rámci svých obchodních aktivit. Pokud budou zaznamenávat opakované ztráty, jejich referenční bod bude nastavován na stále nižších hodnotách a odpovídající averze ke ztrátám bude narůstat. Zisky, které by mohly případně vyvolat zvýšení referenčního bodu, ovšem nedostačují ke kompenzaci utržených ztrát, a to z důvodu vlastností hodnotové funkce. Mechanismus referenčního bodu je také v rozporu s mikroekonomickým předpokladem reverzibility indiferenčních křivek.

Dalším efektem souvisejícím s referenčním bodem je efekt rámování (*framing effect*), který bude probrán v části 2.3.12.

2.3.6. Dispoziční efekt

Dispoziční efekt vychází z averze ke ztrátám a je úzce spjat s hodnotovou funkcí Teorie vyhlídek (Kahneman a Tversky, 1979). Shefrin a Statman (1985) vysvětlují dispoziční efekt

jako sklony účastníků trhu držet ztrátové pozice déle, než je racionální, a naopak, uzavírat ziskové pozice příliš brzy.

Empirické zkoumání dispozičního efektu zpracoval ve své studii Terrance Odean (1998). Jako testovací vzorek mu sloužily obchodní záznamy deseti tisíc individuálních účtů vedených u diskontní makléřské společnosti za období 1987–1993. Analýzou uskutečněných transakcí potvrdil existenci dispozičního efektu – prodané (ziskové) pozice pokračovaly v lepší výkonnosti než ponechané (ztrátové) pozice.

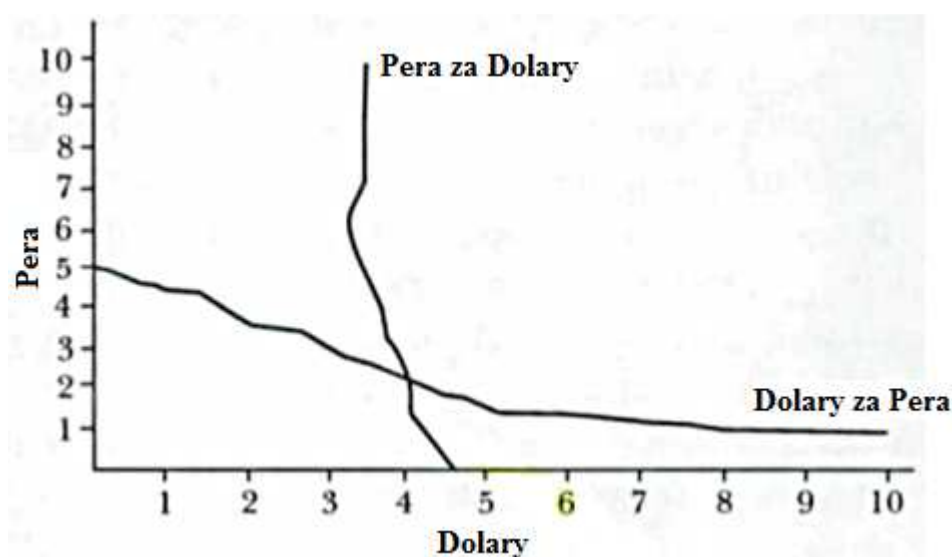
2.3.7. Předsudek vlastnictví

Předsudek vlastnictví (*endowment*) vychází z předpokladu, že vlastnická práva k určité věci oslabují schopnost objektivně vnímat hodnotu této věci. Podle Thaler (1980) lidé požadují daleko větší kompenzaci, aby se vzdali daného předmětu, než kolik jsou sami ochotni za tento předmět zaplatit. Pompian (2012) vysvětluje, že vlastnictví určitého majetku přináší svému vlastníkovvi jakousi přidanou hodnotu převyšující tržní cenu.

V úvodu svého článku o behaviorálních efektech a předsudcích Kahneman, Knetsch a Thaler (1991) uvádějí: „*Jeden nám známý ekonom a milovník vína si před lety zakoupil několik lahví znamenitého Bordeaux. Vína v průběhu let značně zvýšila svou cenu, takže láhev, jejíž nákupní cena byla 10 \$ má nyní aukční hodnotu 200 \$. Tento ekonom dnes příležitostně některá z těchto vín popíjí, ale nebyl by ochoten své víno za aukční cenu ani prodat ani si za ni koupit další lahev.*“

Vedle hlediska osobního vlastnictví, tento efekt vyplývá také z existence averze ke ztrátě (a z průběhu hodnotové funkce) – ztráta spojená s pozbytím daného statku je větší než užitek spojený s nabytím tohoto statku. Efekt vlastnictví (a související koncept averze ke ztrátám) vyvrací klasický mikroekonomický předpoklad reverzibility indifferenčních křivek. Jako příklad Kahneman, Knetsch a Thaler (1991) uvádějí Knetschův experiment z roku 1990: z účastníků experimentu byly vytvořeny dvě skupiny. V jedné skupině dostali její jednotliví členové pět kuličkových per, v druhé skupině takto obdrželi 4,50 \$. Následně byla každému účastníkovi učiněna série nabídek (výměna kuličkových per za \$ a naopak) za účelem definování individuálních indifferenčních křivek. Pro každou skupinu byla následně vytvořena jedna indifferenční křivka představující průměr individuálních indifferenčních křivek členů dané skupiny. Jejich podobu zobrazuje graf 2.3.7.1. Křivka *Dolary za Pera* je pro skupinu začínající s pery a křivka *Pera za Dolary* pro skupinu začínající s penězi.

Graf 2.3.7.1. Protnutí indifferenčních křivek



Zdroj: Kahneman, Knetsch a Thaler (1991), vlastní úprava

Vlivem výše zmíněných efektů měla pera vyšší hodnotu pro ty subjekty, které na začátku experimentu dostaly pera, než pro ty subjekty, které obdržely peníze. Pokud by reverzibilita indifferenčních křivek platila, byl by subjekt mezi vlastnictvím statku x (dolary) a jeho ekvivalentní náhradou y (pery) indiferentní a křivky by se neprotnuly. Kahneman, Knetsch a Thaler (1991) tento výsledek přikládají právě efektu vlastnictví. Jedinci, kteří dostali kuličková pera, je pokládali za dar, kterého si cenili více než příslušného peněžního ekvivalentu.

Na finančních trzích tento předsudek způsobuje neadekvátní reakce investorů na rozdíl mezi vnitřní a tržní hodnotou držené akcie. Pokud je tržní cena akcie vyšší než její vnitřní hodnota, měl by investor tuto akcii prodat dříve, než na trhu dojde k odhalení její nadhodnocenosti. Investor ale k vnitřní hodnotě akcie připočítává subjektivně stanovenou přidanou hodnotu, vyplývající z titulu vlastnictví, a k racionálně očekávanému prodeji tedy pravděpodobně nedojde.

2.3.8. Status quo

Předsudek status quo je dalším behaviorálním konceptem provázaným s averzí ke ztrátě. Lze jej považovat za obdobu efektu vlastnictví, s tím rozdílem, že v případě tohoto předsudku nedochází k žádné potenciální směně – jeho hlavním principem je neochota jedince jakkoli měnit současný stav, protože případná změna – nákup či prodej – by pro něj znamenala vždy menší užitek než současná výchozí situace. Příklad s ekonomem a jeho vínem z části 2.3.7 lze aplikovat i na představení tohoto předsudku – ekonom ve skutečnosti lahev vína ani neprodá,

ani nekoupí, jelikož užitek z té či oné transakce by pro něj byl vždy menší, než užitek ze současného stavu.

V ekonomice, konkrétně v oblasti veřejné ekonomiky a správy, je status quo využíván ve formě výchozího nastavení (*default options*) požadovaných strategií (např. regulace pojistného, spotřeby energií apod.). Jako výchozí strategie je nastavena preferovaná varianta a správní orgán očekává, že nedostatečná vůle občana přejít k jiné variantě zapříčiní setrvání u této prvotně stanovené varianty. Just (2014) zmiňuje, že ne vždy tato opatření vedou k požadovaným cílům a jako příklad uvádí snahu vlády přesvědčit studenty k větší konzumaci ovoce a zeleniny v rámci obědového stravování, která však skončila prudkým nárůstem množství ovoce a zeleniny, které skončilo v odpadcích.

V prostředí finančních trhů se status quo projevuje například v neochotě investora modifikovat složení portfolia tak, aby optimálně odpovídalo aktuálnímu tržnímu vývoji. Schwartz (2010) poukazuje na strnulost struktury portfolia dokonce i po významných změnách tržního trendu, kdy dochází k dramatickým posunům v relativních podílech složek portfolia.

2.3.9. Averze k riziku a vyhledávání rizika

K popisu těchto dvou efektů je ilustrován další z rozhodovacích problémů Teorie vyhlídek (Kahneman a Tversky, 1979).

Problém 1: K tomu, co již respondent vlastní, obdrží dodatečných 1000 pj. Následně je vyzván, aby si zvolil mezi variantami a) a b). (OH variant respondentům nebyly k dispozici).

- a) 50% pr. zisku 1000 pj (OH = 500 pj),
- b) 100% pr. zisku 500 pj (OH = 500 pj),

Problém 2: K tomu, co již respondent vlastní, obdrží dodatečných 2000 pj. Následně je vyzván, aby si zvolil mezi variantami c) a d).

- c) 50% pr. ztráty 1000 pj (OH = -500 pj),
- d) 100% pr. ztráty 500 pj (OH = -500 pj).

V Problému 1 variantu a) zvolilo 16% respondentů a variantu b) 84% respondentů. V případě Problému 2 bylo pro variantu c) 69% a pro variantu d) 31% dotázaných. Výsledky tohoto rozhodovacího problému jsou opět v rozporu s teorií očekávaného užitku. Podle autorů

se zde projevuje efekt reflexe (*reflection effect*), který zapříčiňuje averzi k riziku pro pozitivní vyhlídky a vyhledávání rizika pro negativní vyhlídky jedince.

2.3.10. Předsudek potvrzení

Jedinec je ovlivněn předsudkem potvrzení (*confirmation*) v případě, kdy série náhodných událostí odpovídá jeho odhadům směřování trhu, které zpětně vyhodnocuje jako svou jedinečnou schopnost (nadání) predikovat tržní vývoj a opomíjí tedy alternativu stochastického procesu. Při svých dalších odhadech je ovlivněn vírou ve vlastní analytické schopnosti, což může mít za následek systematické nadhodnocování těchto odhadů či přehlížení indikátorů poukazujících na aktuálně převládající tržní trend.

Pompian (2012) definuje předsudek potvrzení jako lidskou touhu získávat takové informace, které souhlasí s jejich stávajícími názory a stanovisky. Informace, které jsou v rozporu s jejich názory, jsou ignorovány, zatímco informace, které jsou s těmito názory ve shodě, jsou přeceňovány.

Příkladem předsudku potvrzení mohou být systematická směřování trhu odchylovající se od fundamentálních základů, kdy většina účastníků trhu činí obdobná, tržně neopodstatněná, rozhodnutí. Toto chování investorů se dá ilustrovat na akciové bublině, kdy síla přesvědčení o růstu „populárních“ akcií nepodněcuje obchodníky k analýzám reálné situace na trhu (spekulanti naopak analýzy provádějí a snaží se utržit co největší míru zisků do doby, než zbytek trhu odhalí existenci bubliny).

Předsudek potvrzení je spjat s dalšími behaviorálními efekty, a to s nadměrnou sebedůvěrou (*overconfidence*), nadměrným optimismem (*overoptimism*), iluzí sebekontroly (*illusion of control*), zpětným pohledem (*hindsight*) či s předsudkem sebepřisuzování (*self-attribution*). Obecně všechny tyto efekty (předsudky) vedou k subjektivnímu vnímání reality způsobené přeceňováním individuálních schopností jedince.

2.3.11. Nadměrná sebejistota

Heuristika nadměrné sebejistoty se vyznačuje nadhodnocováním pravděpodobnosti odhadovaného závěru. Sebejistý jedinec věří ve své (obchodní) schopnosti a systematicky tak zkresluje reálnou pravděpodobnost svého úsudku. Míra zkreslení pravděpodobnosti navíc obvykle stoupá s rostoucím počtem správně odhadnutých minulých událostí (souvisí s

předsudkem potvrzení). Pompian (2012) vysvětluje, že investoři ve svých prognózách pracují s příliš úzkými intervaly spolehlivosti, což vede k přeceňování jejich predikčních schopností.

Oskamp (1965) provedl empirickou studii nadměrné sebejistoty u psychologů. Ze svého předchozího pozorování usoudil, že jistota psychologů ohledně posuzovaného klinického případu roste pomalu a soustavně s přibývajícím počtem informací o pacientovi, avšak přesnost těchto klinických závěrů dosáhne rychle reálné hodnoty. Studie se účastnilo 32 respondentů a probíhala následovně: ve čtyřech fázích byly respondentům postupně odhalovány nové informace o klinickém případě. Po každé fázi jim byly položeny otázky (25) hodnotící jejich odborný úsudek. Výsledky shrnuje tabulka 2.3.11.1.

Tabulka 2.3.11.1. Jistota (%) a přesnost (%) hodnocení klinického případu ve 4fázové studii

	Průměrné skóre					
Míra	1. Fáze	2. Fáze	3. Fáze	4. Fáze	F-statistika	<i>p</i>
Přesnost (%)	26	23	28,4	27,8	5,02	0,01
Jistota (%)	33,2	39,2	46	52,8	36,06	0,001
Počet změněných otázek	-	13,2	11,4	8,1	21,56	0,001

Zdroj: Oskamp (1965), vlastní úprava

Na bázi výsledků studie (viz tabulku 2.3.11.1) ověřil Oskamp své hypotézy. S přibývajícím počtem informací (postup ve fázích) rostla u respondentů míra jistoty v hodnocení případu, kdežto míra přesnosti kolísala na obdobné hladině. Řádek *počet změněných otázek* představuje průměrný počet změněných odpovědí na otázky (celkem 25) v jednotlivých fázích studie.

Glaser a Weber (2010) uvádějí několik faktorů, které ovlivňují míru nadměrné sebejistoty. Jsou jimi například kultura, pohlaví nebo *hard-easy effect*. Kulturní faktory vychází z národních tradic a zvyklostí, které utvářejí kognitivní vnímání jedinců. Atribut pohlaví zpravidla způsobuje větší míru sebejistoty u mužů než u žen. *Hard-easy effect* popisuje vyšší úroveň sebejistoty při řešení složitých otázek a naopak nízkou úroveň sebejistoty při řešení otázek banálních.

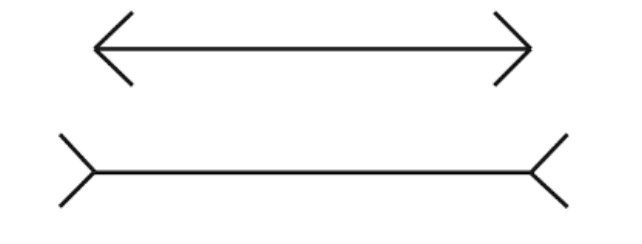
Odean (1998) uvádí, že nadměrná sebejistota prohlubuje trh¹, zvyšuje očekávaný objem obchodování, snižuje očekávaný užitek sebejistých obchodníků a deformuje schopnost hodnocení relevantnosti informací. Své hypotézy ověřil na teoretických modelech, které předpokládaly racionální investory ve všech hlediscích, až na hledisko hodnocení informací.

2.3.12. Efekt rámování

Rámování (*framing*) je behaviorální efekt, který zasazuje informace do kontextů, které ovlivňují konečná rozhodnutí – stejná informace sdělená odlišnými způsoby přinese rozdílné výstupy.

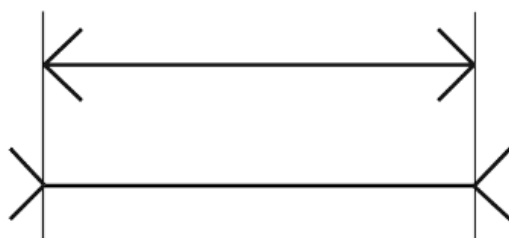
Ilustrativním příkladem efektu rámování jsou optické klamy. Z porovnání obrázku 2.3.12.1 a obrázku 2.3.12.2 je patrné, že délka jednotlivých úseček je totožná. Pokud ale divák zkoumá pouze obrázek 2.3.12.1, působí na něj úsečky jako nestejně dlouhé, a to v důsledku jejich zasazení do jiných prostorových kontextů.

Obrázek 2.3.12.1.



Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 2.3.12.2.



Zdroj: vlastní zpracování

Praktický příklad z oblastí financí uvádí Pompian (2012): jedna vyhlídka může být formulována dvěma způsoby, a to jako zisk (pokud nebude provedeno hnojení, bude zachráněno 25 % úrody), nebo ztráta (pokud nebude provedeno hnojení, 75% úrody nepřežije).

¹ Hloubka trhu představuje počet prodejních a nákupních příkazů na daném trhu v daný okamžik. Pokud je trh „hluboký“, znamená to, že je na něm dostatečný počet otevřených pozic (prodejních a nákupních) pro dané aktivum, aby zadáním velkého příkazu nedošlo k razantní změně jeho ceny.

V situaci, kdy je rozhodovací problém předložen jako „ztráta“, nebude rozhodnuto v jeho prospěch se stejně velkou pravděpodobností, jako kdyby byl předložen jako „zisk“, a to i za platnosti totožného výstupu (užitku) jednotlivých variant. Rozhodující se jedinec by tedy měl být, na základě mikroekonomického předpokladu preferencí jednotlivce, mezi jednotlivými volbami indiferentní. K tomuto Pompian (2012) dodává: v prvním případě si většina lidí osvojí rámec zisku, který obecně vede k averzi k riziku. V druhém případě si většina lidí osvojí rámec ztráty, který vede ke sklonům riziko vyhledávat.

Glaser, Langer, Reynders a Weber (2007) ve své studii dokázali, že se predikce investorů ohledně budoucího vývoje akciového trhu lišily v závislosti na tom, zda byli požádáni o provedení predikce za a) budoucích cen akcií nebo za b) budoucí návratnosti akcií.

Kahneman (2011) tvrdí, že v čím širším kontextu je rozhodování uskutečňováno, tím optimálnějšího výsledku je dosaženo. V praxi však spíše nastává situace, při které lidé rozhodovací problémy fragmentují a následně je vymezují vlivem efektu rámování.

2.3.13. Mentální účetnictví

Mentální účetnictví (*mental accounting*) popisuje odlišné přístupy ekonomického subjektu k nakládání s disponibilními peněžními prostředky a k související správě příslušných účtů. Just (2014) definuje mentální účetnictví jako teorii seskupování a kategorizování peněz a transakcí tak, aby byl jedinec schopen systematicky vyhodnocovat potenciální směny. Různé mentální účty mu pomáhají segmentovat rozhodnutí, která následně zjednodušují celý rozhodovací proces. Jednoduše řečeno, transakce nejsou vedeny souhrnně v jedné pomyslné účetní knize, ale pro každou jednotlivou transakci (nebo skupinu podobných transakcí) vzniká nová účetní kniha.

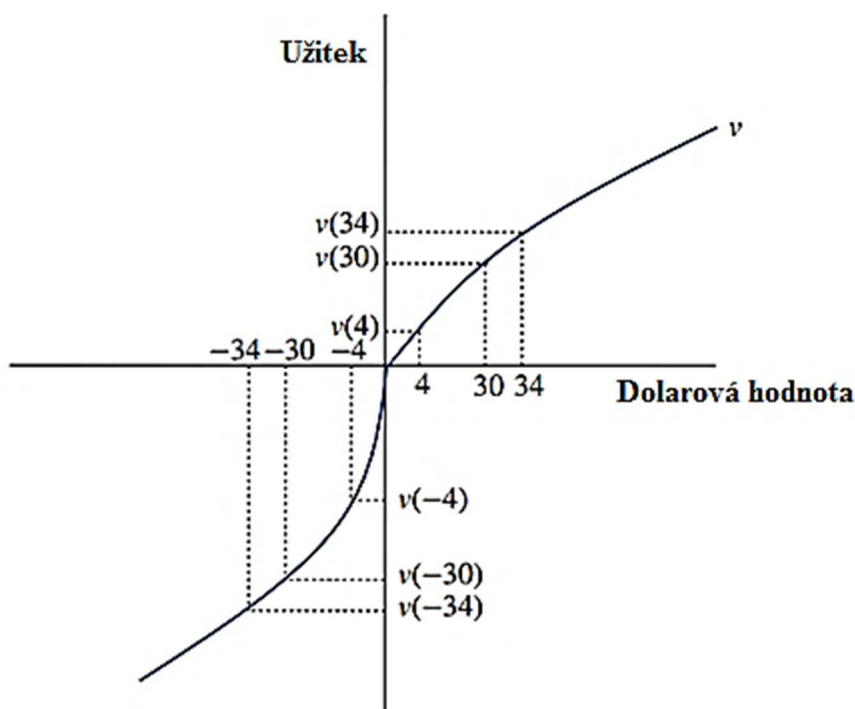
Jeden z efektů mentálního účetnictví popisují Thaler a Shefrin (1981): lidé subjektivně pociťují menší ztrátu z odlivu peněz z účtu, který mají vytvořen na běžné výdaje, než z odlivu totožné částky z účtu spořicího. Just (2014) popisuje, že vlivem tvorby segmentovaných účtů nejsou prostředky na jednotlivých účtech považovány za „stejně“. Například peníze na spořicímu účtu se jeví jako nevhodné k nákupu potravin. Vlivem segmentace účtů je možné činit jeden „typ“ nákupního (investičního) rozhodnutí nezávisle na existenci dalších účtů s dalšími prostředky.

V prostředí finančních trhů vede mentální účetnictví k tendenci seskupovat více ztrátových položek do jedné agregované, která je takto vnímána jako menší ztráta, zatímco

zisky jsou fragmentovány pro zintenzivnění uspokojení z nabytého bohatství. Tato tendence souvisí s vlastnostmi hodnotové funkce Teorie vyhlídek. Příklad uvádí Just (2014):

Muž zaplatí v restauraci o 30 \$ více, než byla původně předpokládána útrata. Následně zaplatí za parkování o 4 \$ více, než předpokládal. Předpokládané částky za útraty zde slouží jako referenční bod. Jelikož muž vždy zaplatil více, než očekával, zaznamenal vzhledem k referenčnímu bodu ztrátu. Z konvexního průběhu hodnotové funkce v oblasti ztrát plyne větší ztráta užitku ze zaplacení 4 \$ jako samostatné položky, než ze zaplacení této částky v souhrnu s předchozí platbou 30 \$. Integrace ztrátových položek (do jednoho mentálního účtu) znamená menší ztrátu užitku než jejich segregace (do více účtů). Tento jev ilustruje graf 2.3.13.1.

Graf 2.3.13.1. Užitek vyplývající ze segregace/integrace položek na hodnotové funkci



Zdroj: Just (2014), vlastní úprava

Dalším jevem na finančních trzích je neochota jedince přesouvat peněžní prostředky z jednoho typu účtu na jiný, a to i v případě ztráty možného zisku. Investor například zvažuje nákup rostoucích akcií a na „akciovém účtu“ má k dispozici 1000 \$ (na „komoditním účtu“ má další 2000 \$ apod.). Optimální investiční strategií by v tomto případě bylo nakoupit akcie za 2000 \$. Investor dodatečnými prostředky ke sledování optimální strategie disponuje, ale pociťuje subjektivní zábrany k použití prostředků z jinak účelově vymezených účtů k nákupu akcií.

3. Indexy sentimentu

„Dnes již není otázkou, jako tomu bylo před několika dekádami, zdali sentiment investorů ovlivňuje ceny akcií, ale spíše jak sentiment měřit a jak kvantifikovat jeho efekty“ (Baker a Wurgler, 2007, s. 130).

Indexy sentimenty slouží na finančních trzích jako alternativní indikátory aktuálního tržního stavu, případně jeho budoucího vývoje. Za alternativní jsou považovány z důvodu charakteru proměnných, na kterých jsou založeny. Těmito proměnnými jsou zejména exaktně neměřitelné faktory jako nálada či emoce. Pro účely sestavování indexů sentimentu jsou využívány klasické tržní ukazatele, např. první veřejná nabídka akcií (*Initial Public Offering* [IPO]), očekávaná volatilita cen akcií aj. Tržní ukazatele lze použít v podobě zástupců sentimentu (*sentiment proxies*), nebo jako primárně sesbíraná data prostřednictvím dotazníkových šetření (příp. analýzou informačních zdrojů).

V rámci této části je empiricky studována závislost mezi vývojem trhu a paralelním vývojem tržního sentimentu. Většina zkoumaných dat pochází z amerického finančního trhu, a to z důvodu velkého rozsahu místně prováděných obchodních transakcí. Získaná data jsou tedy dostatečně robustní k zajištění objektivní analýzy.

3.1. Metodologie indexů sentimentu

Problematika modelování behaviorálních faktorů v prostředí finančních trhů je vnímána spíše jako alternativa ke klasickým tržním analýzám. Behaviorální faktory není možné exaktně vyjádřit, a proto nelze definovat obecně platná měřítká k zachycení nálad panujících na trzích (a v ekonomice obecně). Existují však četné studie, které k formulaci tržního sentimentu (indexů sentimentu) nabízejí různá metodologická řešení. Beer a Zouaoui (2013) ovšem dodávají, že velká část publikovaných indexů ještě nebyla dostatečně empiricky ověřena v reálných podmínkách. Sestavení adekvátního indexu je však klíčovým aspektem k optimálnímu zachycení nálad účastníků trhu. Podstatná je například identifikace délky zpoždění, se kterým na změny nálad (změny indexu sentimentu) zareaguje následný vývoj trhu, nebo geografická platnost konkrétního indexu sentimentu (index zachycující sentiment na americkém trhu zpravidla nebude aplikovatelný v podmínkách australského trhu). Na odlišnosti v tržních trendech, plynoucí z geografické příslušnosti daného trhu, poukazují Reinganum a Gangopadhyay (1991) či Jordanov a Valentini (2013).

V současnosti lze rozlišit tři základní kategorie indexů sentimentu, členěné podle charakteru proměnných užitých při jejich konstrukci:

- indexy založené na tradičních tržních ukazatelích,
- indexy založené na dotazníkových šetřeních,
- indexy založené na textové analýze informačních zdrojů.

Následující části (3.1.1, 3.1.2 a 3.1.3) jsou věnovány teoretickým východiskům jednotlivých typů indexů sentimentu. Obsahem je také pojednání o výhodách a nevýhodách, které vyplývají z daných přístupů. Navazující podkapitola 3.2 je zaměřena na pozorování a empirickou analýzu vývoje indexů sentimentu v prostředí finančních trhů.

3.1.1. Indexy založené na tržních ukazatelích

Skupina indexů vycházejících z tržních ukazatelů (*market-based sentiment indices*) patří mezi nejdéle používané ukazatele tržních nálad. Jedná se o jednoduché či kompozitní indexy, které jsou sestaveny na bázi běžně publikovaných indikátorů vývoje trhu. Volba tržního ukazatele za zástupce sentimentu vychází z předpokladu, že změna sentimentu na trhu se promítne do změn v tomto ukazateli a tento ukazatel tedy zprostředkovaně reflektuje sentiment. Například nejistota obchodníků ohledně budoucího vývoje se projeví ve zvýšených fluktuacích cen akcií.

Mezi běžně užívané zástupce sentimentu patří výše diskontu uzavřených podílových fondů (*closed-end fund discount* [CEFD]), IPO a její objem (resp. návratnost), dividendová prémie, objem obchodování nebo index implicitní volatility. Kompozitní indexy jsou pak výsledkem kombinace několika tržních indexů, kdy je každému z nich přiřazena váha reflektující sílu jeho vlivu na celkový index.

Jeden takovýto kompozitní tržní index sentimentu navrhli Baker a Wurgler (2006). Za zástupce sentimentu zvolili CEFD, obrat akcií na *New York Stock Exchange*, počet IPO (NIPO) a jejich průměrnou návratnost prvního dne obchodování (RIPO), tržní kapitalizaci na nové emisi (ES) a dividendovou prémii (DP). Vybrané ukazatele reflektují různé tržní charakteristiky: CEFD představuje rozdíl mezi čistou hodnotou akcie v uzavřených podílových fondech a její tržní cenou – vyjadřuje tedy odchylku od fundamentální hodnoty. Obrat akcií lze chápat jako ukazatel likvidity. IPO zastupuje kategorií akcií, které jsou zvláště citlivé na změny sentimentu obchodníků (viz podkapitolu 3.2.1). Tržní kapitalizace obecně vyjadřuje tržní hodnotu společnosti; tržní kapitalizace na nové emisi tedy představuje další zvýšení hodnoty

společnosti (tato hodnota se rovná součinu počtu emitovaných akcií a jejich tržní ceny). Jak již bylo zmíněno v části 2.1.6 (kalendářní anomálie), akcie podniků s velkou tržní kapitalizací jsou méně citlivé na změny sentimentu než akcie podniků s malou tržní kapitalizací. Dividendová prémie vyjadřuje rozdíl mezi průměrným *market-to-book ratio*² plátců a neplátců dividend. Baker a Wurgler (2006) empirickým pozorováním zjistili vzájemné závislosti mezi jednotlivými zástupci a tržním sentimentem: obrat akcií na NYSE, počet IPO a jejich návratnost a tržní kapitalizace nové emise se vyvíjejí se sentimentem paralelně (stejným směrem), kdežto CEFD a dividendová prémie jsou se sentimentem ve vztahu inverzním. V rámci sestavování svého kompozitního indexu, vzali Baker a Wurgler také v úvahu možná zpoždění jednotlivých komponent indexu a jejich případnou vzájemnou závislost, která z tohoto zpoždění plyne (například na objem IPO reaguje se zpožděním návratnost IPO v první den obchodování). Výsledný model indexu (*SENTIMENT*) byl odhadnut na základě dat za období 1962–2001:

$$\begin{aligned} \text{SENTIMENT}_t = & -0,198 * \text{CEFD}_t + 0,225 * \text{NYSE ST}_{t-1} + 0,234 * \text{NIPO}_t \\ & + 0,236 * \text{RIPO}_{t-1} + 0,211 * \text{ES}_t - 0,243 * \text{DP}_{t-1} \end{aligned}$$

Průběh časových řad jednotlivých proměnných indexu *SENTIMENT* včetně tržních charakteristik pozorovaného období ilustruje příloha 1.

Výhodou market-based indexů je jejich dostupnost ve vysokofrekvenčních datech. V případě kompozitních indexů je možné identifikovat vlastnosti jednotlivých zástupců sentimentu a na základě získaných výsledků sestavit index optimální vzhledem k modelované situaci.

Za nevýhodu indexů založených na tržních ukazatelích bývá pokládán fakt, že tyto indexy měří primárně vývoj veličiny příslušného ukazatele a úroveň sentimentu zachycují pouze zprostředkovaně (jako druhotný činitel). Na tuto nevýhodu například poukazují Qiu a Welch (2006) a Beer a Zouaoui (2013). Tržní ukazatele sledují veličiny, které jsou vůči trhu endogenní, zatímco sentiment obchodníků je veličinou pro trh exogenní. Pokud je tedy pracováno s kategorií tržně založených indexů sentimentu, je žádoucí ověřit, zdali zvolený zástupce sentimentu opravdu složku sentimentu obsahuje. Tuto složku je následně vhodné oddělit od složky standartního tržního vývoje (fundamentální/racionální komponenty). Tento

² Market-to-book ratio stanovuje hodnotu podniku jako podíl jeho tržní (*market*) a účetní (*book*) hodnoty.

proces je však z velké části založen na subjektivním hodnocení analytika a získané výsledky mohou být zkreslené

3.1.2. Indexy založené na dotazníkových šetřeních

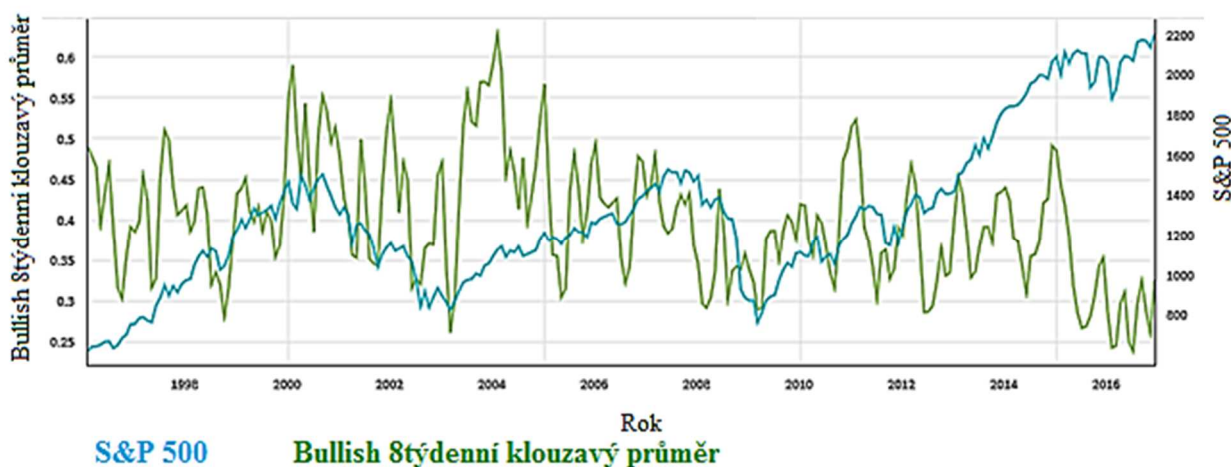
Indexy založené na dotazníkových šetřeních vycházejí z přímých informací o trhu. Stav trhu je zjišťován skrze průzkumy mezi tržními subjekty, které na něm aktivně působí a reálně pocítují probíhající události. Do skupiny indexů, vycházejících z informací zjištěných v rámci dotazníkových šetření, patří *University of Michigan Consumer Sentiment Index* (UMCSI), *UBS/GALLUP Index of Investor Optimism* nebo *American Association of Individual Investors* (AAII) *Investor Sentiment Survey*.

UMCSI je sestavován na základě informací zjištěných prostřednictvím telefonních rozhovorů (50 otázek), které probíhají v intervalu jednoho měsíce. V každém měsíci je uskutečněno minimálně 500 telefonátů s respondenty z kontinentálních Spojených států amerických (USA). Jelikož je UMCSI publikován až po vyhodnocení dat za uplynulý měsíc, interpretuje tržní sentiment se zpožděním. UMCSI patří k nejčastěji užívaným indikátorům sentimentu, zejména při srovnávání vypovídací schopnosti nově publikovaných indexů sentimentu. Pravděpodobným argumentem pro využívání UMCSI je jeho tradice, jelikož je sestavován již od poloviny 20. století, a také jeho poměrně dobrá přilnavost k monitorovaným tržním ukazatelům (podrobněji v části 3.2).

AAII Investor Sentiment Survey hodnotí náladu na trzích na bázi týdenního hlasování členů AAII. Podle získaných výsledků jsou investoři rozděleni do následujících skupin: *Bullish*, *Bearish* a *Neutral Investors*³. Skupina s největším procentuálním zastoupením investorů předpovídá náladu trhu pro následujících šest měsíců. Graf 3.1.2.1 zachycuje časovou řadu pro index S&P 500 a kategorii Bullish Investors.

³ Toto členění vyplývá z označení pro převládající cenový trend na trzích – rostoucí cenový trend je označován jako býčí trh (*bullish market*) a klesající cenový trend jako medvědí trh (*bearish market*). Bullish market je charakteristický vysokou úrovní sentimentu mezi investory. Pro bearish market platí opak.

Graf 3.1.2.1. AAI Investor Sentiment Survey (kategorie Bullish) a S&P 500 v období 1996–2016 (měsíčně)



Zdroj: QUANDL (2016), vlastní úprava

Jordanov a Valentini (2013) tvrdí, že za předpokladu platnosti hypotézy efektivních trhů by změny v cenách akcií měly s předstihem reflektovat informace zjištěné prostřednictvím neoficiálních či alternativních dotazníkových šetření a že je tudíž účelnost těchto indexů zpochybnitelná. Vzhledem k tomu, že se v mnoha případech nelze na mechanismus efektivního trhu spoléhat, však mohou být dotazníkové indexy užitečnými indikátory sentimentu.

Možný nedostatek těchto indexů plyne také z podstaty vstupních dat, která jsou získávána formou dotazníkových šetření. Klasickou slabinou dotazníků je neochota respondentů odpovídat na „citlivé“ otázky. Například Da, Engelberg a Gao (2015) tvrdí, že zjišťovat pravděpodobnost ztráty zaměstnání prostřednictvím dotazníků může být právě tímto citlivým tématem, které respondenty odradí od podání pravdivé odpovědi. Jako vhodnější alternativa se jeví vyhledávání výrazů spojených s nezaměstnaností (např. „nezaměstnanost“, „najdi práci“), která může lépe odhalit obavy lidí ze ztráty zaměstnání (podstata search-based indexů). Dalším nedostatkem je nízká míra návratnosti dotazníků nebo problém výběrového reprezentativního vzorku. Částečně protichůdný názor zastávají Johnson a Naka (2014), kteří argumentují, že zjišťování pocitů běžných spotřebitelů je účelné, jelikož svým podílem na tvorbě hrubého domácího produktu (HDP) významně ovlivňují stav ekonomiky a tedy případný růst podnikových zisků.

Další komplikací mohou být standardizované otázky v procesu identifikace tržního trendu. Tyto otázky jsou formulovány na základě názorů, přesvědčení a osobních informací jejich tvůrce. Informace mohou být nedokonalé, subjektivně hodnocené a především mohou

postrádat schopnost odhalit budoucí trend (spíše popisují aktuální trend). Výsledky dotazníkových šetření mohou být použity k vysvětlení závislých proměnných jen na nízkých datových frekvencích, protože jsou prováděny v delších časových odstupech. Navíc je třeba brát v úvahu již zmíněné časové zpoždění, se kterým jsou výsledná data publikována.

3.1.3. Indexy založené na textové analýze informačních zdrojů

Tato kategorie indexů (*search-based indices*) pracuje na mechanismu využívajícím algoritmy ke zjištění nejčastěji vyhledávaných nebo nejčastěji citovaných klíčových slov za určité období. Touto cestou je identifikován převládající trend, a to jak ve světovém, tak v konkrétněji vymezeném, geografickém měřítku. Mezi zkoumané zdroje patří novinové sloupky, prostředí sociálních sítí a další obsah zveřejňovaný prostřednictvím internetu. V posledních letech se stala populární webová platforma *Google Trends*, na které je možné nalézt slova, která byla nejčastěji vyhledávána přes fulltextový vyhledávač *Google Search*. Četnost vyhledávání daného výrazu je zde měřena pomocí *Search Volume Indexu* (SVI). Tuto četnost je možné úžeji vymežit vzhledem k danému regionu, ke specifickému období či k užitému vyhledávacímu jazyku (např. v regionu USA, v období let 2000–2010, jazyk vyhledávání: angličtina).

Da, Engelberg a Gao (2015) sestavili kompozitní search-based index pod názvem *Financial and Economic Attitudes Revealed by Search (FEARS)*, a to na základě důkladné kategorizace slov relevantních k zachycení ekonomického vývoje a souvisejícího sentimentu. V prvním kroku autoři identifikovali v tematických slovnících (*HARVARD IV-4 Dictionary*, *Lasswell Value Dictionary*) výrazy, které vystihují pozitivní či negativní stránku ekonomického vývoje. Následně ověřili jejich platnost na základě četnosti vyhledávání přes nástroj *Google Trends* (na území USA) a eliminovali nerelevantní výrazy. Pro relevantní výrazy (celkem 118) byly získány časové řady příslušných SVI. Tyto řady byly standardizovány z důvodu výskytu heteroskedasticity, sezónnosti a extrémních hodnot. Přes zpětnou regresi (R^2) byly zjištěny vztahy mezi relevantními výrazy a následnou tržní návratností. Na konci procesu selekce slov bylo identifikováno třicet relevantních výrazů (viz přílohu 2, kde jsou vyhledávací výrazy řazeny sestupně od nejvyšší negativní korelace s vývojem na trhu zjištěné za období 2004–2011). Mezi tyto relevantní výrazy například patří termíny (přeloženo z původního jazyka vyhledávání): *ceny zlata*, *recese*, *deprese* (ve smyslu ekonomické deprese), *zlato*, *krize*. K sestavení konečného FEARS indexu byla využita zprůměrovaná četnost vyhledávání těchto výrazů (v modelu je četnost vyhledávání vyjádřena jako denní změna (DZ SVI), i představuje t -statistiku daného vyhledávacího výrazu).

Vzorec pro FEARS index v den t :

$$FEARS_t = \sum_{i=1}^{30} R^i * (DZ\ SVI_t).$$

V závěru své práce Da, Engelberg a Gao (2015) uvádějí, že byla zjištěna schopnost indexu FEARS predikovat celkovou tržní návratnost akcií. V této souvislosti uvádějí, že je index korelován s dnešní nízkou návratností a s vysokou zítřejší návratností. Rovněž byla dokázána existence hlučného obchodování v prostředí finančních trhů, a to přes zkoumání závislosti mezi FEARS a toky v podílových fondech. Dále byly pozorovány souvislosti FEARS indexu s dalšími měřítky tržního sentimentu, například vztah mezi měsíčními hodnotami SVI pro výraz „*recession*“ a odpovídajícími hodnotami pro dotazníkový index UMCSI (tento vztah je empiricky zkoumán v podkapitole 3.2.4). V procesu selekce relevantních výrazů pro FEARS bylo také zjištěno, že výrazy, které dokázaly nejlépe reflektovat vývojový trend trhu, byly výrazy negativní, respektive výrazy negativně korelované s tržním vývojem (slova značící nízký sentiment).

Výhodou search-based indexů je jejich dostupnost ve vysokofrekvenčních datech. Další výhodou (konkrétně v porovnání se survey-based indexy) je jejich schopnost identifikovat aktuálně vznikající a přetrvávající trendy. Survey-based indexy poskytují výsledky v návaznosti na položené otázky, které jsou subjektivně zabarveny rolí tazatele, který pravděpodobně nemá schopnosti disponovat stejným souborem informací jako více než tři miliardy uživatelů internetu (podstata diversifikovaných informací [část 2.1.3]). Tazatel zpravidla nové trendy neodhalí, pouze sleduje ty současné, které navíc sám považuje za důležité. Podle Da, Engelberg a Gao (2015) je možné pomocí search-based indexů predikovat vývoj survey-based indexů, respektive hodnoty survey-based indexů se zpožděním sledují obdobný vývojový trend jako search-based indexy (viz podkapitolu 3.2.3).

3.2. Empirická pozorování chování indexů sentimentu na finančních trzích

Pro účely podkapitoly 3.2 byly vybrány finanční ukazatele a finanční instrumenty, jež jsou obvykle považovány za proměnné citlivě reagující na změny sentimentu na trzích. Cílem této části je ověřit, zdali jsou zvolené proměnné skutečně v souladu s vývojem tržního sentimentu a zdali je tedy vhodné tyto proměnné za zástupce sentimentu pokládat.

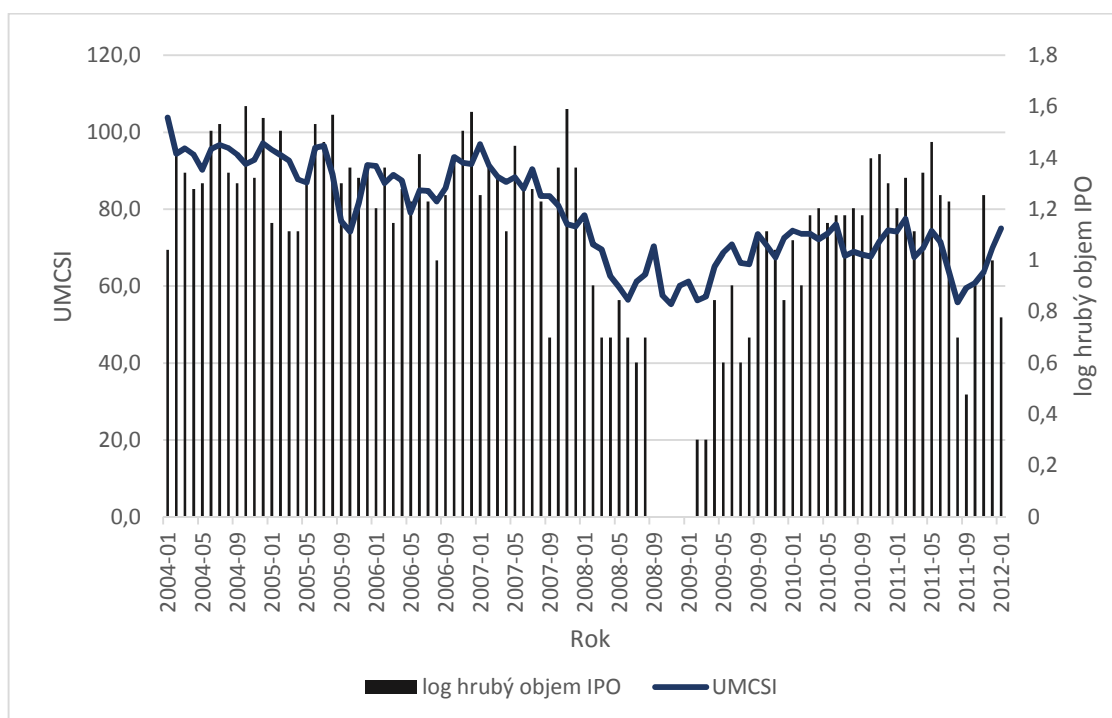
3.2.1. První veřejná nabídka akcií

První veřejná nabídka akcií je často užívaným zástupcem sentimentu při mapování behaviorálních faktorů na finančních trzích. V kategorii IPO aktiv nalezneme akcie, které jsou považovány za rizikové investice. Prostřednictvím IPO jsou na trh uváděny akcie začínajících firem, které se vyznačují nízkou tržní kapitalizací a doposud nevybudovanou pozicí v oboru působnosti příslušné emitující společnosti. Často se jedná o technologické start-up a inovační podniky. Typickými vlastnostmi IPO akcií je obtížnost jejich ocenění (resp. častá cenová podhodnocenost), vysoká cenová volatilita a růstový potenciál. Všechny tyto faktory jsou v souladu se závěry studie Bakera a Wurglera (2006; 2007): sentiment investorů má vliv především na akcie nových (růstových) společností s nízkou tržní kapitalizací, akcie s nízkým ziskovým rozpětím, akcie firem nevyplácející dividendy a dále akcie obtížně ocenitelné, spekulativní a vysoce volatilní. Z tohoto hlediska je možné IPO považovat za vhodný indikátor reflektující vývoj sentimentu.

K verifikaci (resp. falzifikaci) výše zmíněných závěrů byly vybrány časové řady pro hrubý objem IPO⁴ a UMCSI. Data pro hrubý objem IPO byla zlogaritmizována. Graf 3.2.1.1 zobrazuje časový vývoj těchto dvou indikátorů na měsíční frekvenci (pro období přelomu roku 2008 a 2009 nebyla dostupná data z časové řady hrubý objem IPO).

⁴ Hrubý objem IPO zahrnuje vedle běžných akcií také penny akcie, uzavřené podílové fondy apod.

Graf 3.2.1.1. Hrubý objem IPO (po logaritmické transformaci) a UMCSI v období 2004-2011 (měsíčně)



Zdroj: Warrington College of Business (2016) a FRED (2016k), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient⁵:

$$r(IPO, UMCSI) = 0,6806$$

Z grafu 3.2.1.1 a korelačního koeficientu (0,68) vyplývá pozitivní závislost mezi vývojem UMCSI a objemem obchodování IPO. Vyšší míra sentimentu (UMCSI) je signalizací pozitivní nálady tržních subjektů, kteří jsou za této situace ochotni uzavírat i rizikovější transakce, které IPO aktiva představují.

3.2.2. Sentiment a spekulativní cenové bubliny

Reprezentativním příkladem výskytu behaviorálních faktorů na finančních trzích jsou spekulativní bubliny (podstata jejich vzniku již byla diskutována v podkapitole 2.1.5). Podle Bakera a Wurglera (2006) jsou dobré indexy sentimentu zřetelně v souladu s vývojem historických tržních bublin a krachů. K ověření tohoto tvrzení jsou v této části učiněna empirická pozorování vývoje Dot.com bubliny, Realitní bubliny a několika indexů sentimentu.

$$^5 r(x, y) = \frac{E(X*Y) - E(X)*E(Y)}{\sqrt{E(X^2) - E^2(X)} * \sqrt{E(Y^2) - E^2(Y)}}$$

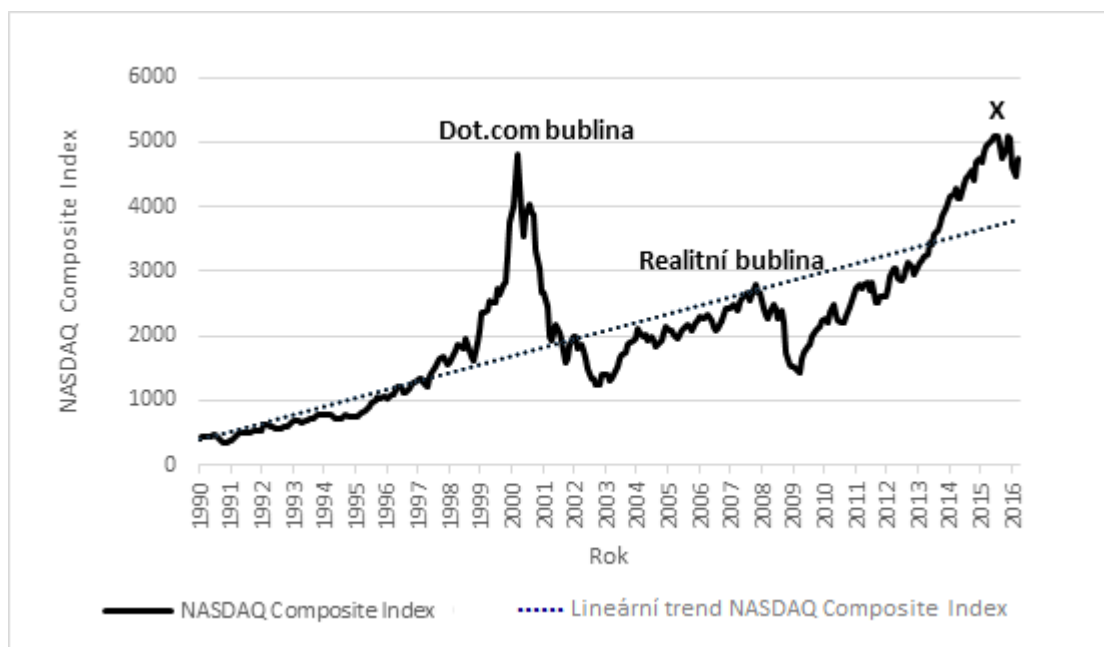
Pro lepší objasnění dobového kontextu zvolených bublin, je v následujících odstavcích stručně popsán jejich průběh.

Dot.com bublina se začala formovat v druhé polovině 90. let 20. století. Její vznik byl důsledkem iracionálního nadhodnocování cen akcií technologických společností – byl očekáván technologický vzestup v novém tisíciletí. Na trzích paralelně docházelo k určování nových obchodních standardů na základě odhadů budoucího (technologického) vývoje. Například Morris a Alam (2012) poukazují na skutečnost, že v době Dot.com bubliny byly akcie mnoha společností obchodovány za vysoké ceny, ačkoliv dané společnosti nevykazovaly žádné zisky. V odkazu na další studie zmiňují, že na klasických finančních měřítcích výkonnosti firmy (např. zisk) již nezáleželo, začalo záležet spíše na „měkkých faktorech“ jakými jsou popularita firmy, počet zobrazení korporátní reklamy apod. I když ke konci bubliny pravděpodobně většina obchodníků věděla, že jsou ceny akcií mimo fundamenty, spoléhali na jejich další iracionální růst. Technologická Dot.com bublina začala kolísat mezi lety 2000 a 2001.

Realitní bublina vznikla na americkém realitním trhu v návaznosti na dopady Dot.com bubliny. V rámci stabilizace ekonomiky (resp. odvrácení hrozící deflace) snížil Federální rezervní systém (*Federal Reserve System* [FED]) úrokové sazby z 6,5 % (2000) až na 1 % (2003). Půjčky se tak staly snadno dostupné i pro méně solventní domácnosti, což se projevilo na zvýšeném množství schválených hypotečních úvěrů a obecně ve zvýšení atraktivity investic v oblasti realit. Mezi další faktory, které podnítily vznik Realitní bubliny, lze zařadit neúměrně vysoké provize hypotečních společností, (záměrně) chybná hodnocení úvěrových balíčků vydávaná ratingovými agenturami, zvýšený příliv investic na hypoteční trh, informační kaskády podporované aktivitou médií, spekulace na zisk aj. Již v roce 2004 ale FED začal úrokové sazby zvyšovat, a to zejména z důvodu odlivu zahraničních investic z USA. Toto zvýšení následoval nárůst počtu nedobytných hypotečních úvěrů, následovaný úpadkem prodejců těchto úvěrů, odlivem investic z hypotečního trhu apod., což lze souhrnně považovat za splasknutí Realitní bubliny. Důsledky splasknutí se projevíly napříč světovou ekonomikou a přispěly k vypuknutí globální finanční krize. Došlo k plošnému krachu na burzách, k pádu mnoha finančních společností a k depreciaci dolaru. Obecně došlo ke stavu paniky na trzích a investoři začali formovat „krizová“ portfolia – zvýšila se poptávka po stabilnějších komoditách (zlato, ropa aj.), kterou logicky následoval nárůst jejich cen.

Vývoj výše zmíněných cenových bublin je ilustrován na průběhu indexu NASDAQ Composite Index v grafu 3.2.2.1.

Graf 3.2.2.1. Průběh spekulativních bublin znázorněný na NASDAQ Composite Index v období 1990–2016 (měsíčně)

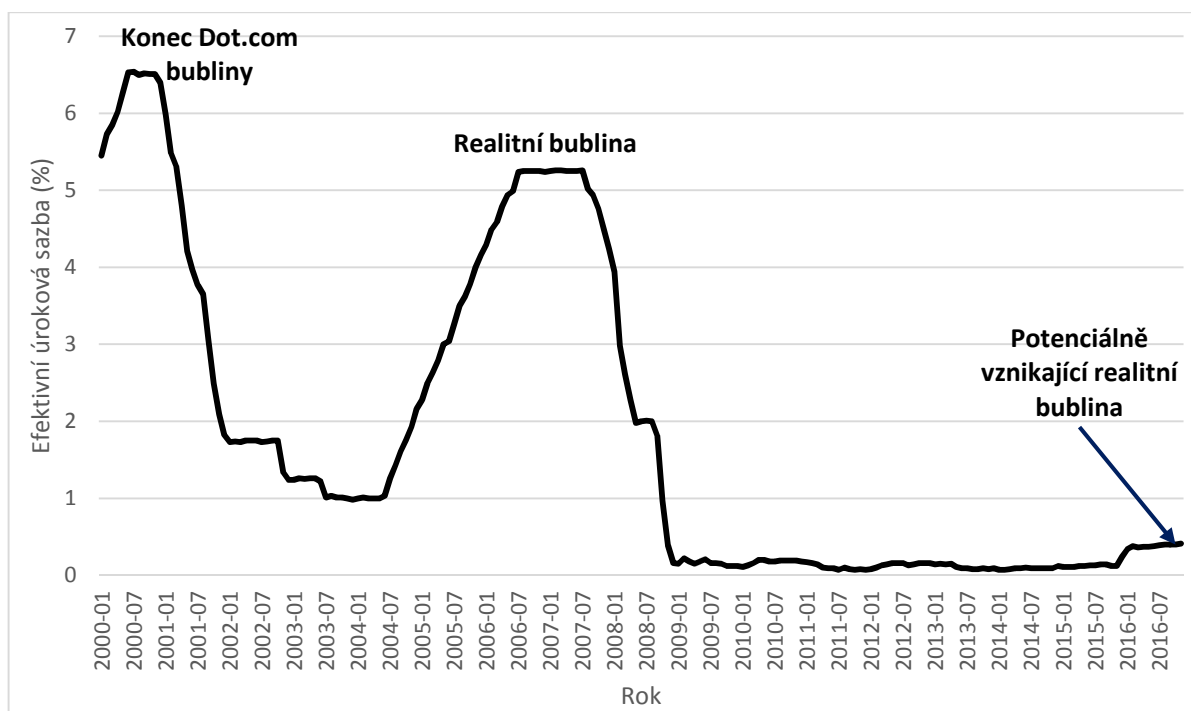


Zdroj: FRED (2016h), vlastní úprava

Na základě vysoké hodnoty indexu NASDAQ Composite na konci pozorovaného období (bod X v grafu 3.2.2.1 a 3.2.2.3), lze usuzovat na další možné nadhodnocení finančních aktiv. V současnosti se například diskutuje o existenci potenciální realitní bubliny, jejíž počátky lze předpokládat od konce roku 2007, kdy FED opět začal snižovat úrokové sazby za účelem odvrácení deflace a hospodářského poklesu následujících vývoj globální finanční krize. V říjnu roku 2008 již byla úroková sazba pod 1 % a nadále klesala (v některých zemích byly úrokové sazby dokonce negativní). Politiku nízkých úrokových sazeb na úrovni technické nuly volily i další země, s cílem zmírnit následky finanční krize a podpořit případný ekonomický růst. Od konce roku 2015 FED úrokové sazby pravidelně zvyšuje v reakci na pozitivní hospodářský vývoj v USA. Kombinace zvyšování úrokových sazeb spolu s růstem indexu NASDAQ Composite Index připomíná scénář Realitní bubliny z počátku 21. století. Efektivní úrokové sazby⁶ FED v letech 2000–2016 ilustruje graf 3.2.2.2.

⁶ Efektivní úroková sazba Federálního fondu je váženým průměrem všech úrokových měr, za které jsou v daný okamžik uzavírány úvěrové transakce na mezibankovním trhu.

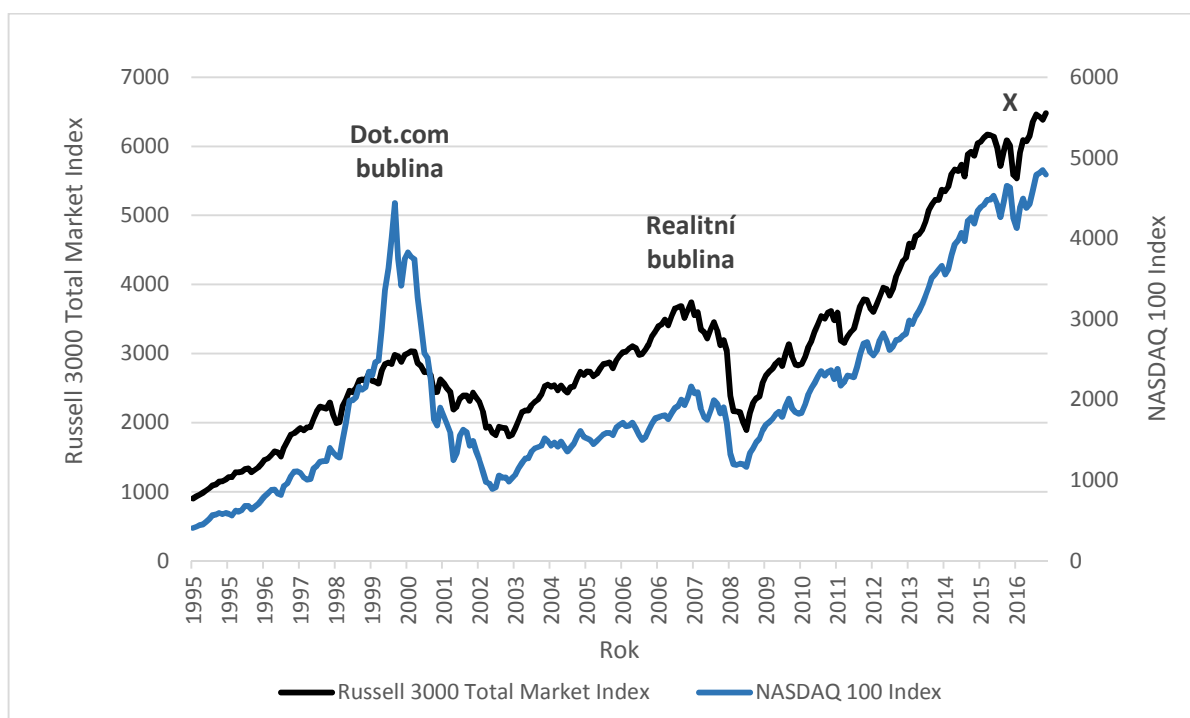
Graf 3.2.2.2. Efektivní úrokové sazby FED v období 2000–2016 (měsíčně)



Zdroj: Board of Governors of the Federal Reserve System (2016), vlastní úprava

Za účelem objektivního ověření schopností indexů sentimentu reflektovat náladu na trzích, byla provedena analýza na dalších akciových indexech – S&P 500, Russel 3000 Total Market Index a NASDAQ 100 Index. Jednotlivé akciové indexy totiž sestávají z odlišných portfolií aktiv, a tudíž je možné předpokládat, že každý z indexů bude reagovat na změny sentimentu v jiné míře. Rovněž je tedy možné předpokládat, že odlišným způsobem se na jednotlivých indexech projeví i vývoj spekulativních bublin. Graf 3.2.2.3 zobrazuje časové řady pro indexy NASDAQ 100 Index a Russell 3000 Total Market Index. Graf 3.2.2.4 ilustruje vývoj indexu S&P 500 a dvou indexů sentimentu – SVI pro výraz „recession“ a UMCSI.

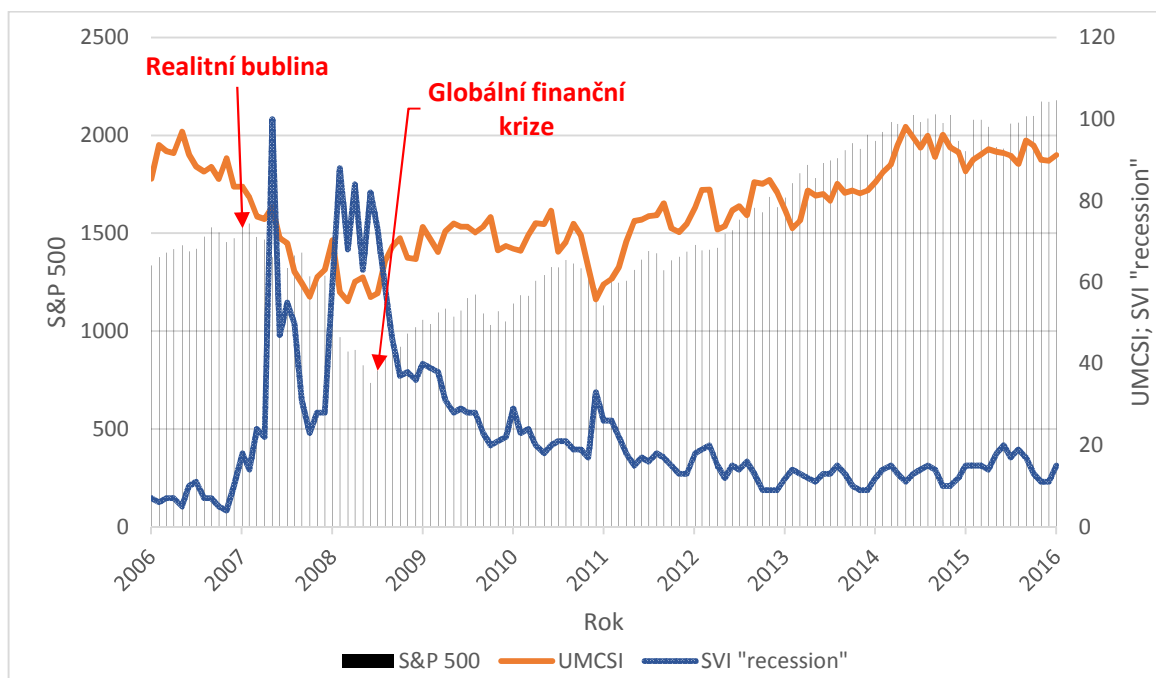
Graf 3.2.2.3. NASDAQ 100 Index a Russell 3000 Total Market Index v období 1995–2016 (měsíčně)



Zdroj: FRED (2016g; 2016i), vlastní úprava

Z průběhu křivek v grafu 3.2.2.3 je zřetelné, že NASDAQ 100 Index zareagoval ve větší míře na průběh Dot.com bubliny než Russell 3000 Total Market Index. Tato skutečnost je pravděpodobně způsobena již zmíněnou portfoliovou skladbou daných indexů. NASDAQ 100 Index sestává z více než stovky akcií největších mezinárodních firem kotovaných na americké burze NASDAQ. Většina z těchto firem působí v odvětví informačních a komunikačních technologií (např. *Cisco Systems, Inc.*, *Yahoo! Inc.*, *Vodafone Group, plc.* aj.), kdežto Russell 3000 Total Market Index měří výkonnost tří tisíc největších amerických společností (reprezentuje až 98 % veřejného amerického akciového trhu) a je spíše indexem s diversifikovanějším portfoliem akcií. V ostatních obdobích však tyto dva pozorované indexy následovaly obdobný vývojový trend.

Graf 3.2.2.4.⁷ S&P 500, UMCSI a SVI pro výraz „recession“ v období 2006–2016 (měsíčně)



Zdroj: Google Trends (2016e) a FRED (2016j; 2016k), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient:

$$r(S\&P\ 500, UMCSI) = 0,792$$

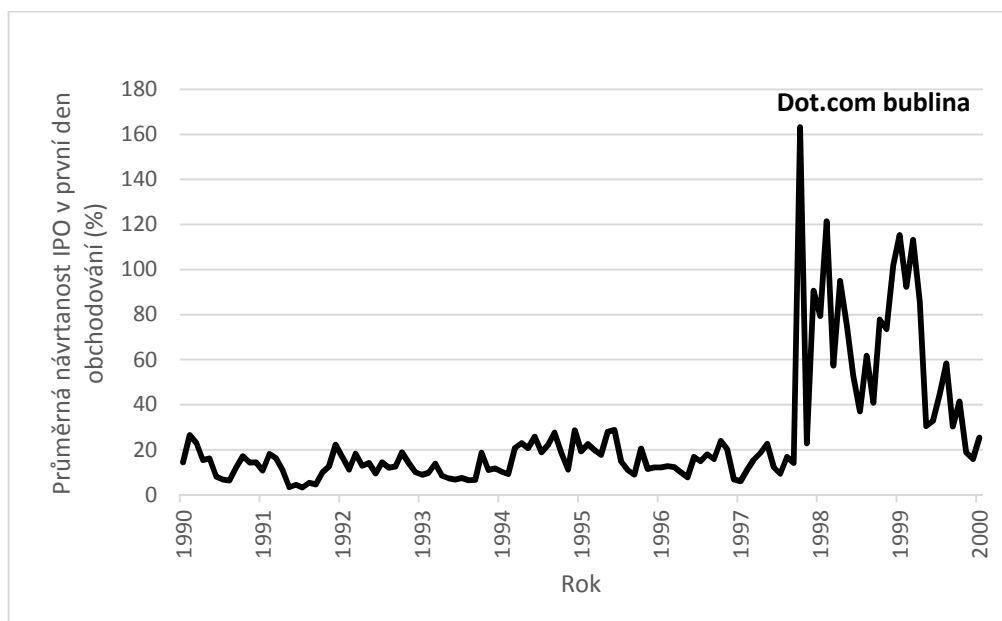
$$r(S\&P\ 500, SVI\ recession) = -0,595$$

Časové řady zachycené v grafu 3.2.2.4 (a příslušné korelační koeficienty) potvrzují předpoklad, že vyšší míra sentimentu (vyšší hodnota UMCSI, resp. nižší hodnota SVI „recession“) signalizuje pozitivní náladu na trhu a tedy rostoucí výkonnost akcí v rámci akciového indexu (S&P 500). K tomuto lze dodat závěry práce Browna a Cliffa (2005), kteří tvrdí, že současná vysoká míra sentimentu je následována nízkou kumulativní návratností v dlouhém období a přílišný optimismus je následován obdobím tržní nadhodnocenosti.

V návaznosti na vzájemný vztah IPO a behaviorálních faktorů (viz podkapitolu 3.2.1) bylo studováno, zdali IPO rovněž reagovalo na průběh Dot.com bubliny. Časovou řadu průměrné procentuální návratnosti IPO v první den obchodování pro několik na burze nově kotovaných firem zobrazuje graf 3.2.2.5.

⁷ Vyšší hodnota pro SVI „recession“ signalizuje nižší míru tržního sentimentu. Výraz „recession“ patří do skupiny negativních vyhledávacích výrazů, zvýšená četnost vyhledávání je tedy vůči sentimentu negativně korelována.

Graf 3.2.2.5. Průměrná návratnost IPO v první den obchodování (%) v období 1990–2000 (měsíčně)



Zdroj: Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

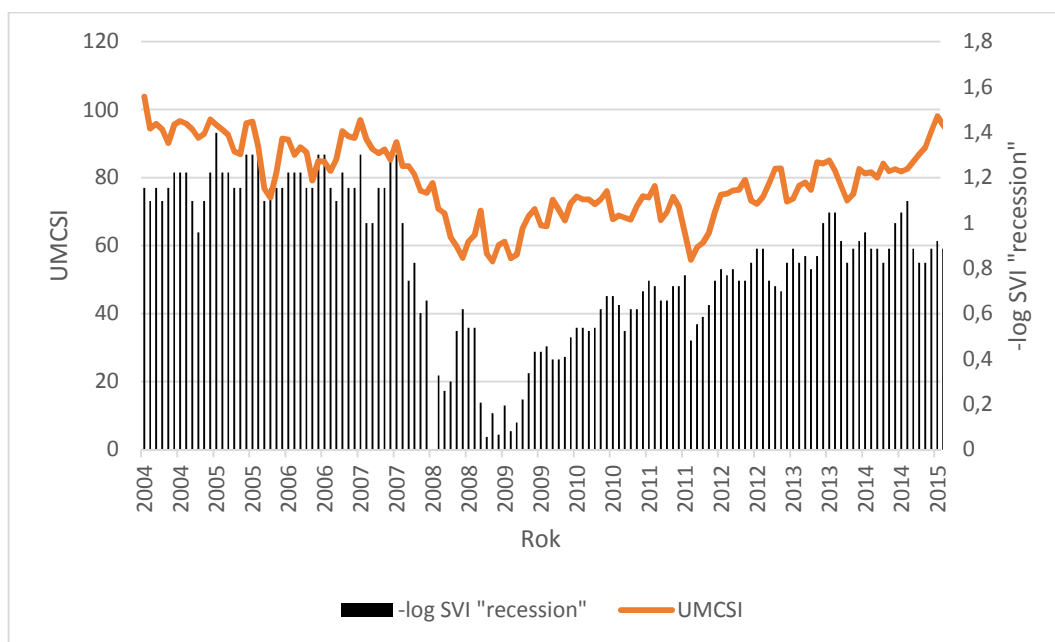
Z grafu 3.2.2.5 je patrné, že průměrná návratnost IPO akcií poměrně věrohodně kopíruje časový interval Dot.com bubliny. Koncem roku 1997 na trzích začaly zřetelně zhodnocovat akcie technologických firem, kdy nejen investoři věřili v potenciál rozvíjejících se technologických oborů (IT, high-tech průmysl apod). Na počátku 21. století však již bylo zřejmé, že investoři přecenili své předpovědi a hodnoty akcií technologických firem pouze systematicky nadhodnocovali. Jak již bylo zmíněno v podkapitole 3.2.1, akcie obchodované v rámci IPO dokáží poměrně spolehlivě zachytit míru tržního sentimentu. Většinu kritérií těchto akcií splňovaly start-up technologické firmy, jejichž akcie byly obchodovány v období Dot.com bubliny.

3.2.3. Souvislosti mezi jednotlivými typy indexů sentimentu

Na základě metodiky použité ve studii Da, Engelberg a Gao (2015) byla zkoumána závislost mezi vývojem SVI, pro výraz „recession“ a pro výraz „gold prices“ na území USA v období let 2004–2015 (o měsíční frekvenci dat), a souběžným vývojem UMCSI. Z databází byly získány totožné časové řady pro proměnné SVI „recession“ a UMCSI (2004–2011), které byly použity ve studii, kterou představili Da, Engelberg, Gao (2015). Tyto řady byly následně rozšířeny o pozorování za období 2012–2015. Jelikož výraz „recession“ reflektuje negativní náladu na trhu, před logaritmickou transformací bylo navíc vloženo minusové znaménko.

Frekventovanější vyhledávání tohoto termínu totiž signalizuje obavy z tržního vývoje. Opačným případem je vyhledávání „pozitivních“ termínů (např. růst ekonomiky), které signalizují důvěru v trh. Výsledky pozorování za celé časové období 2004–2015 shrnuje graf 3.2.3.1.

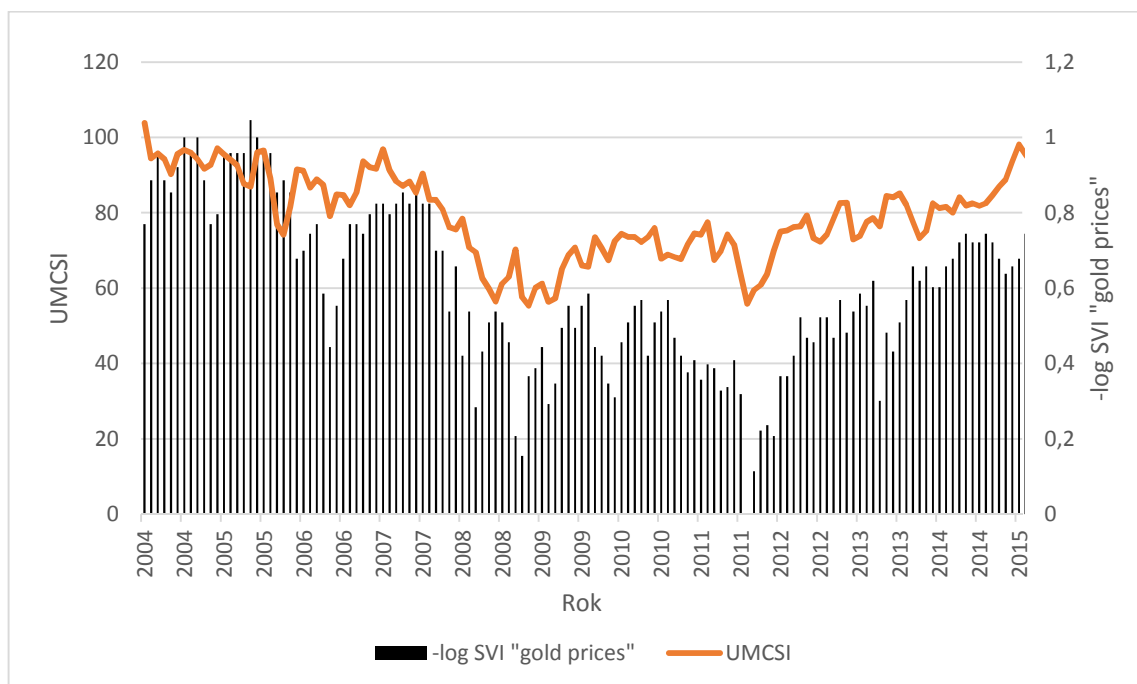
Graf 3.2.3.1. SVI „recession“ (po logaritmické transformaci) a UMCSI v období 2004–2015 (měsíčně)



Zdroj: Google Trends (2016e) a FRED (2016k), vlastní úprava

Pro další pozorování byly zvoleny časové řady UMCSI a SVI pro výraz „gold prices“, jejichž průběh zachycuje graf 3.2.3.2. Zlato je chápáno jako zajišťovací investiční strategie v době paniky na trzích, tudíž častější vyhledávání jeho ceny reflektuje negativní náladu, a proto byly příslušné hodnoty frekvence vyhledávání převedeny do záporných hodnot značících nižší úroveň sentimentu.

Graf 3.2.3.2. Měsíční data pro SVI „gold prices“ (po logaritmické transformaci) a UMCSI v období 2004–2015



Zdroj: Google Trends (2016b) a FRED (2016k), vlastní úprava

Na základě jednoduché komparace grafů 3.2.3.1 a 3.2.3.2 lze pokládat výraz „recession“ za vhodnější indikátor tržních nálad. V pozorovaném období 2004–2015 totiž dokázal lépe reflektovat tržní vývoj oproti výrazu „gold prices“, který byl v čase více stabilní (co do změn v objemu vyhledávání). Po propočtení příslušných hodnot vykazoval termín „gold prices“ menší odchylky od průměrné hodnoty vyhledávání (celkový objem vyhledávání = 4010; průměrný objem vyhledávání = 27,85). Pro výraz „recession“ byl celkový objem vyhledávání roven 2860 a průměrný objem vyhledávání 19,86. Směrodatná odchylka:

$$\delta(\text{gold prices}) = 14,56$$

$$\delta(\text{recession}) = 18,1.$$

Pearsonův korelační koeficient pro dané vyhledávací výrazy:

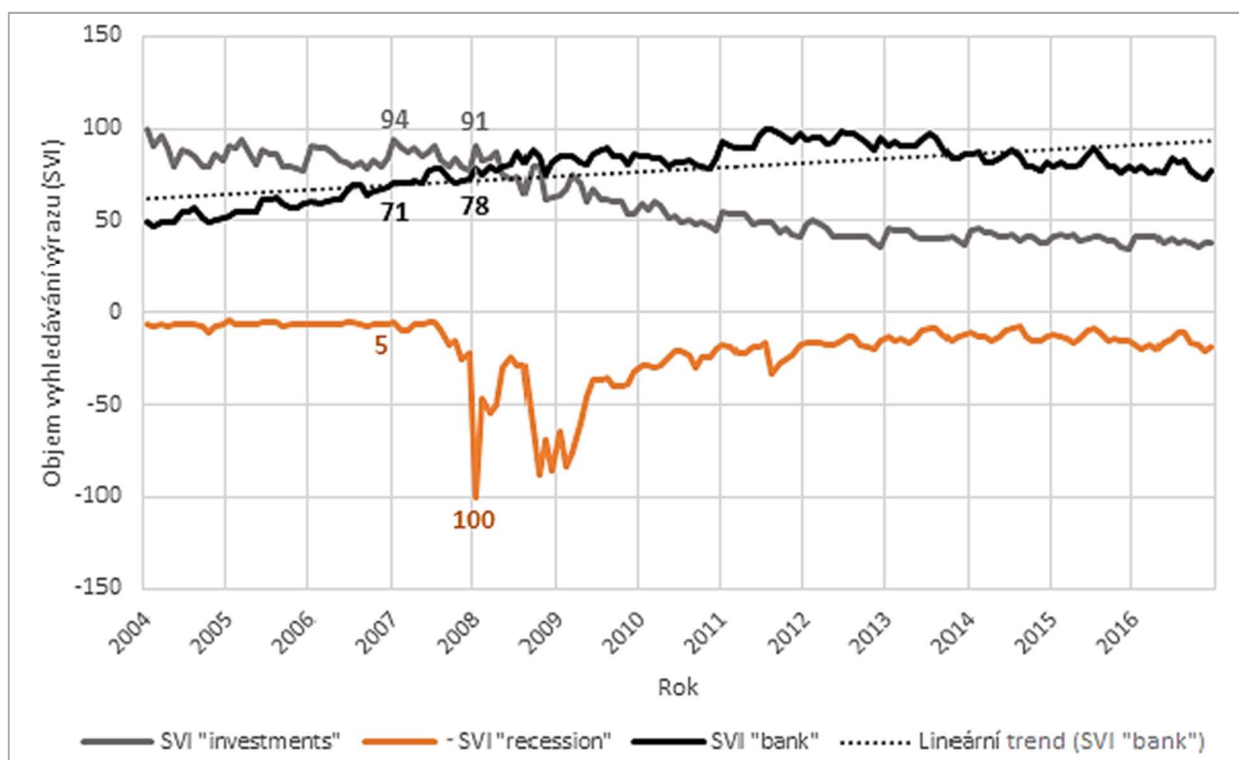
$$r(\text{SVI recession}, \text{UMCSI}) = -0,7937$$

$$r(\text{SVI gold prices}, \text{UMCSI}) = -0,7863.$$

Z výsledků je patrné, že identifikace optimálního vyhledávacího termínu je klíčovou součástí při sestavování search-based indexů. Z tohoto důvodu bývají konstruovány kompozitní indexy, které kombinují několik vybraných vyhledávacích termínů a dokáží věrohodněji reflektovat situaci na trhu.

Důležitou vlastností indexu založeného na vyhledávacích termínech je charakter vyhledávacího výrazu, na jehož bázi je index konstruován. Z tohoto hlediska je možné rozlišit tři druhy vyhledávacích výrazů – negativní, pozitivní a neutrální. Větší objem vyhledávání negativních výrazů indikuje špatnou náladu ve společnosti (např. strach či paniku), u pozitivních výrazů je tomu právě naopak a neutrální výrazy jsou v průměru vyhledávány na téměř neměnné úrovni (nezávisle na světovém dění). Obvykle lze považovat negativní termíny vyjadřující obavy za vhodnější k zachycení tržního sentimentu, protože poplašné zprávy se šíří rychleji a ve větším rozsahu, než zprávy pozitivní. Johnson a Naka (2014) uvádějí, že negativní změny v sentimentu mají větší vliv na návratnost akcí než změny pozitivní. Za účelem ilustrace odlišného charakteru vyhledávacích termínů byl sestaven graf 3.2.3.3 zachycující průběh SVI pro tři různé výrazy vyhledávané na geografickém území USA. Bod odpovídající nižší hodnotě na vertikální ose značí nižší úroveň sentimentu (obavy).

Graf 3.2.3.3. SVI „recession“, „investments“ a „bank“ v období 2004–2016 (měsíčně)



Zdroj: Google Trends (2016a; 2016c; 2016e), vlastní úprava

Z průběhu křivek v grafu 3.2.3.3 pro jednotlivé SVI je možné usuzovat na jejich charakter. Výraz „investments“ (investice) je pozitivního charakteru, jelikož zvýšený objem jeho vyhledávání zpravidla signalizuje důvěru v ekonomiku a její růst, jsou předpokládány nové investiční záměry; častější vyhledávání slova „recession“ (recese) naopak značí nedůvěru

v ekonomiku (z tohoto důvodu byl v grafu objem vyhledávání převeden do záporných hodnot); termín „bank“ (banka) lze považovat za neutrální (charakterově zabarvené jsou spíše termíny „bankruptcy“ [bankrot] či „loan“ [půjčka]). Výraz „recession“ se zřetelně jeví jako vhodný k zachycení úrovně sentimentu. Naopak výraz „investments“ nedokázal signifikantně ilustrovat behaviorální faktory, soudě například podle nevýrazné reakce na období prasknutí Realitní bubliny a počátku globální finanční krize (od konce roku 2007).

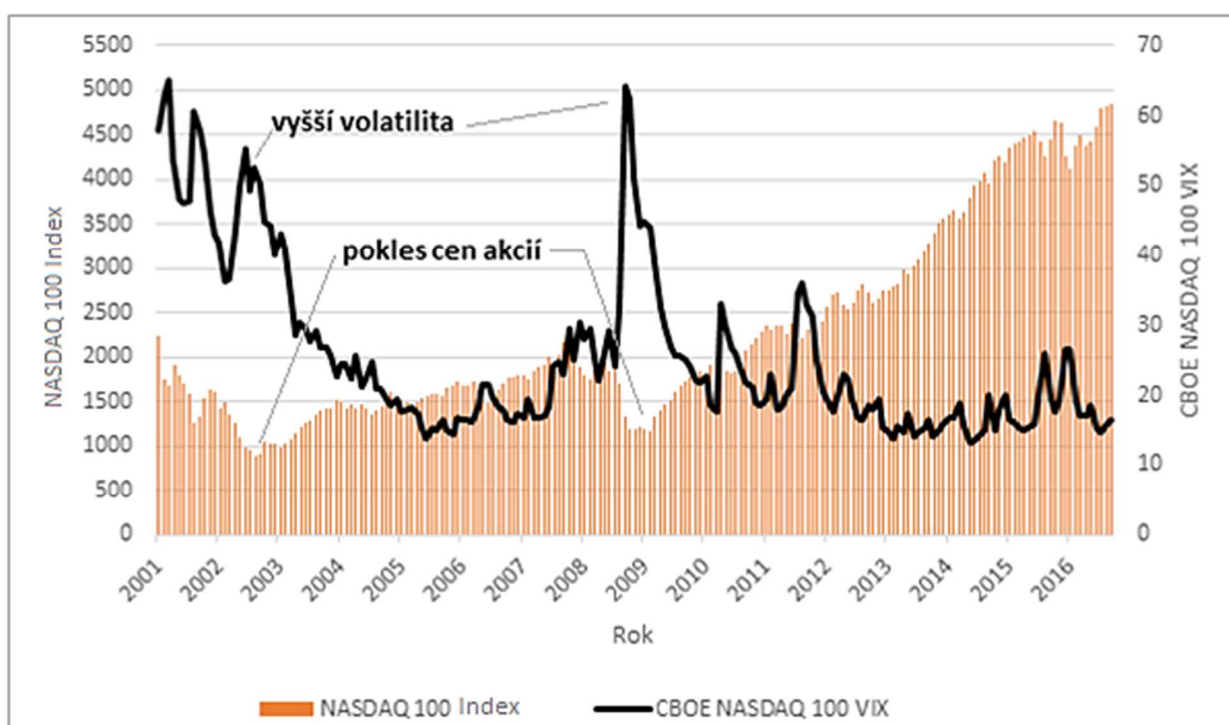
3.2.4. Indexy sentimentu a volatilita cen akcií

Z hlediska variability v cenách akcií, představuje volatilita směrodatné odchylky cen vzhledem k jejich dlouhodobému průměru. Vyšší cenová volatilita zpravidla implikuje vyšší míru rizika dané transakce. Behaviorální příčinou rostoucí volatility může být hlučné obchodování nebo davové chování, obecně tedy iracionální chování účastníků trhu. Olsen (1998) přisuzuje nadměrnou volatilitu rozdílnostem v rozhodovacích procesech tržních subjektů – jednotlivci vnímají, hodnotí a posuzují totožné informace odlišným způsobem.

Shiller (2003) pokládá volatilitu, resp. nadměrnou volatilitu, za stěžejní anomálii popírající hypotézu efektivních trhů. Nadměrná volatilita tedy signalizuje behaviorální faktory. Další důkazy, o významu volatility v behaviorálních financích, poskytují neurologické výzkumy zkoumající biologickou podstatu obchodování. Peterson (2010), na základě poznatků neurovědy v oblasti financí, upozorňuje na významnou roli konceptu volatility v psychologických procesech obchodníků. Na fyziologické úrovni dochází ke zvýšenému vylučování hormonů (např. stresového hormonu kortizolu) a ke změnám v tělesných procesech (zvýšený srdeční tep apod.), které prokazatelně ovlivňují následné chování obchodníka.

Indikátory tržní volatility jsou často sestavovány ke konkrétním akciovým indexům, a to z důvodu co nejoptimálnějšího vystižení trendu v jejich vývoji. Různé akciové indexy bývají sestavovány z odlišného portfolia aktiv, a tudíž se liší i jejich vývojové tendence v závislosti na charakteru tržních událostí. Takovýmto indikátorem je například *Chicago Board Options Exchange Volatility Index* (CBOE VIX), který je vydáván k indexu NASDAQ, Dow Jones Industrial Average (DJIA) či S&P 500. Pro zkoumání vzájemné závislosti tržní volatility a vývoje cen akcií byl zvolen NASDAQ 100 Index a k němu příslušný CBOE NASDAQ 100 VIX (viz graf 3.2.4.1).

Graf 3.2.4.1. NASDAQ 100 a CBOE NASDAQ 100 VIX v období 2001–2016 (měsíčně)



Zdroj: FRED (2016c; 2016g), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient:

$$r(\text{NASDAQ 100}, \text{CBOE VIX}) = -0,49.$$

Na základě korelačního koeficientu a grafické analýzy (viz graf 3.2.4.1) lze předpokládat negativní závislost NASDAQ 100 Index a CBOE NASDAQ 100 VIX. Vyšší volatilita má za následek obavy ze situace na trhu (nízký sentiment) a tedy pokles cen akcií. Na druhé straně znamená nízká volatilita důvěru v trhy, vyšší úroveň sentimentu, rostoucí objem obchodování a následný růst cen akcií (hodnoty akciového indexu). Tyto kauzality jsou dále studovány prostřednictvím regresní analýzy, kde jako závislá proměnná vystupuje NASDAQ 100 Index a jako vysvětlující proměnná CBOE NASDAQ 100 VIX. Model byl odhadnut metodou nejmenších čtverců (na základě dat za období 2001–2010), jeho parametry jsou obsahem tabulky 3.2.4.1.

Tabulka 3.2.4.1. Výstup regresní analýzy NASDAQ 100 Index a CBOE NASDAQ 100 VIX

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 2001-03 2010-10		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 116		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	340,5929	70,3847	4,8390	0,0000
CBOE NASDAQ 100 VIX	-13,0964	1,5446	-8,4790	0,0000
AR (1)	0,8088	0,0494	16,3696	0,0000
MA (1)	0,3598	0,1193	3,0174	0,0032
Koeficient determinace (R^2)	0,8885	Střední hodn. závislé prom.		-12,5487
Upravený R^2	0,8855	Směrodatná odchylka záv. prom.		190,7296
Standardní chyba regrese	64,5305	Akaikého info kritérium		11,2060
Log pravděpodobnost	-645,9495	Schwarzovo kritérium		11,3010
F-statistika	297,5423	Hannan-Quinn kritérium		11,2446
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		1,9679

Zdroj: FRED (2016c; 2016g), vlastní úprava

Z výstupu regresní analýzy shrnuté v tabulce 3.2.4.1 je patrné, že index volatility CBOE NASDAQ 100 je signifikantní vysvětlující proměnnou pro vývoj indexu NASDAQ 100 (p (T-statistika)=0,0000). Pravděpodobnost F-statistiky (p =0,0000) a upravený koeficient determinace (R^2 =0,8855) indikují významnost celkového modelu vzhledem k vysvětlované proměnné (NASDAQ 100 Index).

Dále bylo zkoumáno, zdali výše zmíněná kauzalita platí i v případě zahrnutí zpožděné hodnoty pro CBOE NASDAQ 100 VIX. Výsledek této analýzy (viz přílohu 3) poukázal na nevýznamnost proměnné CBOE NASDAQ 100 VIX (-1) pro odhad modelu vývoje indexu NASDAQ 100. Nevýznamnost vysvětlující proměnné však nemusí být v rozporu s jejími potenciálními predikčními schopnostmi a naopak by mohla její eliminace z modelu kvalitu predikce zhoršit (Harrell, 2001). Toto tvrzení Harrell (2001) doplňuje příkladem doby přežití pacientů se srdečním selháním: předpoklad, že pacienti trpící specifickým syndromem žijí stejně dlouho, jako pacienti bez tohoto syndromu, je nemožné zakládat pouze na existenci statisticky nevýznamného regresního koeficientu tohoto specifického syndromu.

Za účelem ověření hypotézy o významu nesignifikantních vstupních proměnných pro predikční účely byla provedena in-sample statická předpověď pro NASDAQ 100 Index pro období listopad 2010 – říjen 2016, a to na základě předchozího odhadnutého modelu (viz přílohu 3). Následně bylo provedeno srovnání této predikce s predikcí učiněnou na základě

smíšeného ARMA⁸ procesu. Výsledek srovnání shrnuje tabulka 3.2.4.3 prostřednictvím průměrné absolutní chyby⁹ (*Mean Absolute Error* [MAE]) a střední kvadratické chyby¹⁰ (*Root Mean Squared Error* [RMSE]) jednotlivých modelů. Odhad modelu vycházející z ARMA procesu je součástí tabulky 3.2.4.2.

Srovnání schopnosti jednotlivých modelů, vysvětlovat variabilitu v pozorovaných datech, bylo provedeno na základě Akaikeho informačního kritéria (AIK), Schwarzova kritéria (SK) a Hannan-Quinn kritéria (HQQ)¹¹. AIK, SK a HQK jsou kritéria užívána k porovnávání vypovídací schopnosti odhadovaných modelů vzhledem k vysvětlované proměnné. Vedle věrohodnosti jednotlivých modelů tato kritéria zohledňují také jejich složitost (resp. počet vstupních parametrů). Za nejoptimálnější model je zpravidla považován ten s nejnižšími hodnotami pro AIK/SK/HQK. Pokud s dodatečnou vysvětlující proměnnou klesá hodnota těchto kritérií, znamená to, že zvyšující se komplexita modelu přispívá i k lepšímu odhadu modelu vzhledem k vysvětlované proměnné (přítomnost dodatečné vysvětlující proměnné je kompenzována „penalizačním“ faktorem [v poznámce č. 11 značeno tučně]). SK a HQK navíc zohledňují (penalizují) dodatečné proměnné ve větší míře než AIK (viz rovnice jednotlivých kritérií). Pro procesy s krátkodobou pamětí (menším zpožděním vysvětlujících proměnných) a větším počtem pozorování je obvykle upřednostňováno použití hodnotícího kritéria SK, v opačném případě je voleno AIK. HQK je aplikováno v případě, že o charakteru sledovaného procesu nemáme dostatečné informace.

Durbin-Watsonova statistika (DWS) je testem nezávislosti reziduí (resp. výskytu autokorelace) v regresním modelu. Její hodnota leží v intervalu <0;4>. Hodnota pro zamítnutí hypotézy o výskytu autokorelace je v úzkém intervalu okolo střední hodnoty 2 včetně (tolerované rozpětí intervalu závisí na stanovené horní/spodní hranici). V okolí spodní hodnoty intervalu (0) je definována pozitivní autokorelace; v okolí horní hodnoty intervalu (4) je definována negativní autokorelace (pro přesnější posouzení konkrétního stavu je užíváno kritických hodnot ze statistických tabulek). Odhadnuté modely s DWS o přibližné hodnotě 2

⁸ ARMA proces je kombinací autoregresního procesu (AR) a procesu klouzavých průměrů (MA). Tento proces bývá aplikován v případech, kdy samostatný proces AR (resp. MA) nedokáže vystihnout charakteristiky náhodného procesu, z něž vycházejí generovaná pozorování.

⁹ $MAE = \frac{1}{n} * \sum_{i=1}^n |\hat{y}_i - y_i|$, kde \hat{y}_i = predikovaná hodnota a y_i = skutečná hodnota

¹⁰ $RMSE = \sqrt{MSE}$, kde $MSE = \frac{1}{n} * \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2$

¹¹ $AIK = 2 * p - 2 * \ln(L)$

$SK = p * \ln(n) - 2 * \ln(n)$

$HQK = 2 * p * \ln * \ln(n) - 2 * \ln(L)$, kde n=počet pozorování; L=log pravděpodobnost modelu; p=počet parametrů modelu

(signalizující nulovou autokorelaci), byly v rámci této práce ověřeny prostřednictvím dalších testů pro úplné vyloučení možnosti případného výskytu autokorelace.

Tabulka 3.2.4.2. Výstup regresní analýzy NASDAQ 100 Index (ARMA)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 2001-03 2010-10		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 116		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-23,0408	46,9327	-0,4909	0,6244
AR (1)	0,7137	0,0964	7,4003	0,0000
MA (1)	0,5388	0,1035	5,2052	0,0000
Koeficient determinace (R^2)	0,7894	Střední hodn. závislé prom.		-12,5487
Upravený R^2	0,7857	Směrodatná odchylka záv. prom.		190,7296
Standardní chyba regrese	88,2975	Akaikého info kritérium		11,8248
Log pravděpodobnost	-682,8396	Schwarzovo kritérium		11,8960
F-statistika	211,7921	Hannan-Quinn kritérium		11,8537
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,0298

Zdroj: FRED (2016g), vlastní úprava

Model odhadnutý na základě prostého ARMA procesu (viz tabulku 3.2.4.2) lze podle hodnot pravděpodobnosti F-statistiky ($p=0,0000$) a upraveného koeficientu determinace ($R^2=0,7857$) pokládat za významný vzhledem k vysvětlované proměnné NASDAQ 100 Index. Hodnota AIK (11,8248), SK (11,8960) a HQK (11,8537) jsou ve srovnání s předchozím modelem (viz tabulku 3.2.4.1) vyšší, což implikuje větší schopnost předchozího modelu vysvětlovat variabilitu v pozorovaných datech. Vzhledem ke skutečnosti, že předchozí model vychází rovněž z ARMA procesu a dále z vysvětlující proměnné CBOE NASDAQ 100 VIX, lze považovat index volatility CBOE NASDAQ 100 za účelný parametr modelu – s parametrem klesají hodnoty AIK, SK a HQK a rovněž hodnota upraveného R^2 příslušného modelu je uspokojivější.

Charakteristiky modelu odhadnutého na základě zpožděných hodnot CBOE NASDAQ 100 VIX a ARMA procesu (viz přílohu 3), jsou v porovnání s modelem vycházejícím z prostého ARMA procesu (viz tabulku 3.2.4.2) rovněž lepší, a to i navzdory statistické nevýznamnosti vstupní proměnné CBOE NASDAQ 100 VIX (-1) pro celkový model – hodnoty AIK (11,7886), SK (11,8841), HQK (11,8274) jsou nižší (žádanější) a upravený koeficient determinace ($R^2=0,7961$) signalizuje větší schopnost modelu vysvětlovat variabilitu v závislé proměnné.

Tabulka 3.2.4.3. MAE, RMSE, průměrné predikované hodnoty a skutečné hodnoty (listopad 2010 – říjen 2016)

	CBOE VIX	ARMA	Průměrná skutečná hodnota
Průměrná predikovaná hodnota	8,3746	6,0373	12,1487
MAE	75,4861	75,9992	
RMSE	99,8092	99,9584	

Zdroj: FRED (2016c; 2016g; 2016k), vlastní úprava

MAE i RMSE vyjadřují průměrnou predikční chybu modelu. V případě srovnávání kvality predikcí je pro oba tyto ukazatele žádána nejnižší hodnota značící nejmenší chybu (tučně zvýrazněno v tabulce 3.2.4.3). RMSE (resp. MSE) ve výpočtu užívá druhou mocninu, čímž dochází ke zdůraznění velkých predikčních chyb (odlehklých hodnot). Z tohoto důvodu je ke zhodnocení kvality predikcí dále upřednostněno využití RMSE před MAE (neplatí ale všeobecně).

Z hodnot MAE a RMSE v tabulce 3.2.4.3 je zřejmé, že index volatility CBOE NASDAQ 100 dokázal reflektovat vývoj indexu NASDAQ 100 věrohodněji, než tomu bylo v případě prostého ARMA procesu, a to i přes nevýznamnost zpožděné hodnoty indexu volatility CBOE NASDAQ 100 pro odhadovaný model vývoje indexu NASDAQ 100 (viz přílohu 3). Na základě tohoto výsledku lze potvrdit hypotézu o významu primárně nesignifikantních vstupních proměnných k predikčním účelům.

V případě identifikace nevýznamnosti vysvětlující proměnné pro odhadovaný model je vhodné tento model podrobit rozšiřujícím analýzám a nepřizpůsobovat stanovenou hypotézu prvotním výsledkům. Odstranění nesignifikantní proměnné zlepší přilnavost modelu k reálným datům a, mimo jiné, zvýší hodnotu koeficientu determinace (pro srovnání viz hodnoty upraveného R^2 pro modely z tabulky 3.2.4.1 a z přílohy 3). Následně získaný predikční interval je užší (menší odchylky závislé proměnné vůči její střední hodnotě). Užší predikční interval však neznamená, že nesignifikantní proměnná nemůže být vysvětlujícím faktorem vývoje predikované proměnné. Přilnavost modelu k datům (vyjádřena prostřednictvím R^2 , resp. upraveného R^2) popisuje rozptyl hodnot okolo proložené regresní přímky, zatímco koeficient proměnné popisuje vývoj trendu pozorovaných hodnot. Ponechání této nesignifikantní proměnné v rovnici pro odhad modelu tedy může výslednou predikci zlepšit. Opačná situace (signifikantní proměnná a nízká hodnota R^2) značí dobře odhadnutý vývojový trend pozorovaných hodnot v kombinaci s větším rozptylem těchto hodnot okolo regresní přímky.

V těchto případech záleží na účelu analýzy – pokud je primárně zkoumána závislost vysvětlované proměnné na vysvětlující proměnné, je sledována především statistická významnost vysvětlující proměnné pro celkový model a R^2 je spíše druhotným hodnotícím kritériem; pokud je sestavována predikce, je účelné sledovat výši R^2 a z toho vyplývající adekvátnost rozsahu predikčního intervalu (vyšší R^2 implikuje užší interval) vzhledem k účelům prováděné analýzy.

Nevýznamnost proměnné pro odhadovaný model může být obecně způsobena několika faktory:

- multikolinearitou vysvětlujících proměnných,
- velikostí souboru zkoumaných dat,
- nevhodně zvoleným výběrovým vzorkem (nereprezentativní vzorek),
- malými příspěvky pozorované (nevýznamné) proměnné v porovnání s většími příspěvky (významnějších) proměnných pro celkový model,
- chybně odhadnutým modelem z hlediska funkce popisující závislost proměnných (lineární versus nelineární závislost),
- aj.

Pro odhadovaný model mohou dále existovat statisticky významné vysvětlující proměnné, které doposud nebyly identifikovány (např. z důvodu nedostupnosti dat), nebo které nejsou pro účely zkoumání záměrně brány v úvahu.

3.2.5. Indexy sentimentu a likvidita

Likviditu lze obecně definovat jako schopnost jakéhokoli druhu aktiva přeměnit se na likvidní (peněžní) prostředky, které jsou zpravidla využity k dostání finančním závazkům. V kontextu finančních trhů je možné hovořit o vztahu cenové citlivosti a objemu obchodních příkazů. Optimální tržní likvidita zajišťuje stabilní cenu obchodovaného aktiva, a to i v případě, že dojde k zadání velkého (objemného) obchodního příkazu.

Liu (2015) popsal vzájemnou souvislost tržní likvidity a indexů sentimentu (indexy založené na dotazníkových šetřeních), konkrétně zvýšenou likviditu trhu v případě rostoucích hodnot indexů sentimentu. Na základě Grangerovy kauzality¹² dokázal, že sentiment investorů

¹² Grangerova kauzalita popisuje, jakou schopnost mají zpožděné hodnoty vysvětlující proměnné x predikovat současné hodnoty závislé proměnné y . Časová řada x podmiňuje časovou řadu y ve smyslu Grangerovy kauzality, pokud její zpožděné x hodnoty poskytují statisticky signifikantní odhady budoucích hodnot y . Zároveň musí platit pouze jednosměrná kauzalita (od x k y).

ovlivňuje tržní likviditu. Dále dokázal, že vlivem rostoucího sentimentu roste objem obchodování.

Jeden z behaviorálních faktorů ovlivňujících likviditu zmiňuje Odean (1998): zvýšená tržní likvidita může být následkem vyšší úrovně nadměrné sebejistoty investorů, která je obvykle způsobena vyšším tržním sentimentem. Dalším efektem zvyšujícím tržní likviditu je hlučné obchodování, které opět plyne ze zvýšené úrovně tržního sentimentu – iracionální chování obchodníků je tedy příčinou změn v likviditě trhu (podobně jako je tomu u volatility).

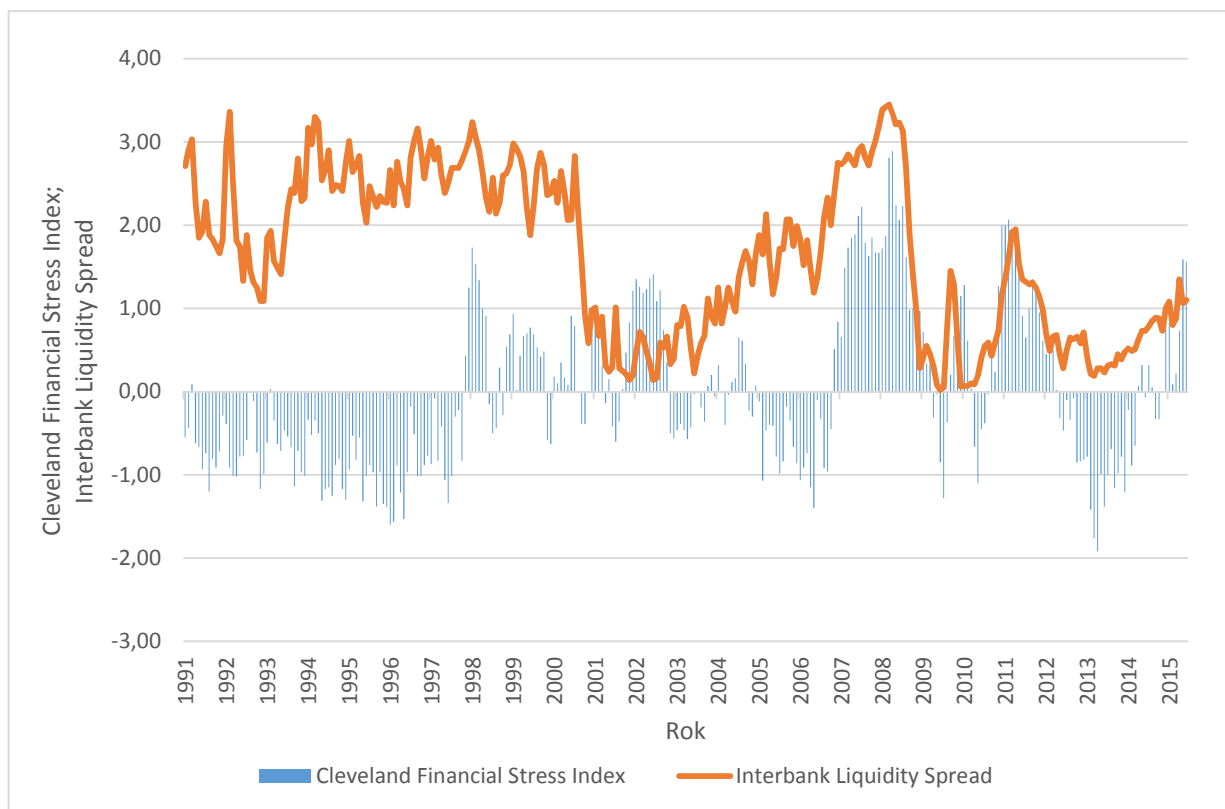
K empirické studii závislosti mezi tržní likviditou a tržním sentimentem byl za indikátor likvidity zvolen *Contributions to the Cleveland Financial Stress Index: Interbank Liquidity Spread* (ILS) a za měřítko tržního sentimentu *Cleveland Financial Stress Index* (CFSI), oba vydávané Federální rezervní bankou Clevelandu (*Federal Reserve Bank of Cleveland*).

CFSI je market-based kompozitní index publikovaný ve vysokofrekvenčních datech (denní frekvence). K účelům analýzy však byla denní data převedena na data s měsíční frekvencí, a to jako jejich aritmetický průměr. CFSI se skládá z jedenácti tržních ukazatelů reflektujících vývoj na čtyřech typech trhů – kapitálovém, úvěrovém, mezibankovním a devizovém. Tato struktura dokáže podle Federální rezervní banky Clevelandu (2016) komplexně zachytit vývoj na amerických trzích a tudíž poskytnout přehled o finančním systému jako celku. Aktuální sentiment na jednom typu trhu se totiž zpravidla projeví i na dalších trzích. Mezi jednotlivé tržní ukazatele patří například tržní beta nebo spread mezibankovní likvidity. Čím vyšší hodnotu CFSI nabývá, tím vyšší míru stresu (negativního sentimentu) na trzích reflektuje. Federální rezervní banka Clevelandu (2016) rozlišuje čtyři kategorie, členěné podle výsledných hodnot CFSI, poukazující na pravděpodobnost výskytu periody systematického stresu na trzích:

- a) kategorie 1: $CFSI \leq -0,50$; pravděpodobnost periody stresu (p) = 1,9 %,
- b) kategorie 2: $-0,50 \leq CFSI \leq 0,59$; p = 8,7 %,
- c) kategorie 3: $0,59 \leq CFSI \leq 1,68$; p = 26,3 %,
- d) kategorie 4: $CFSI \geq 1,68$; p = 53,5 %.

ILS měří difference mezi tří měsíční mezibankovní sazbou LIBOR (*London Inter Bank Offered Rate*)¹³ a tří měsíčními výnosy amerických pokladničních poukázek. Větší difference signalizuje nelikviditu, vyšší míru rizika a tedy rostoucí nejistotu mezi tržními subjekty.

Graf 3.2.5.1. CFSI a ILS v období 1991–2015 (měsíčně)



Zdroj: FRED (2016d; 2016e), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient:

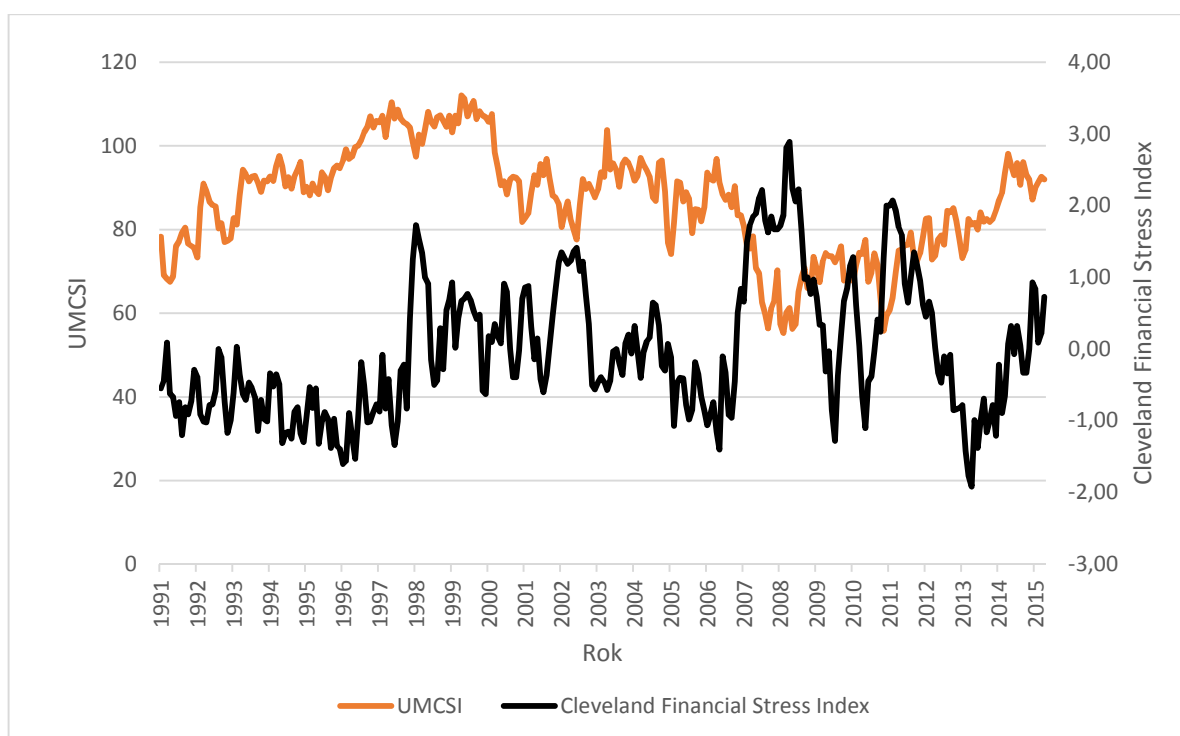
$$r(ILS, CFSI) = 0,3857$$

Nižší hodnota CFSI by měla signalizovat pozitivní náladu na trhu, která se vyznačuje zvýšenou úrovní likvidity. Zhodnocením grafu 3.2.5.1 a korelačního koeficientu (0,3857) však tuto kauzalitu nelze spolehlivě potvrdit. Z tohoto důvodu byl dodatečně ověřen výskyt behaviorální složky v CFSI¹⁴, kdy byl tento index porovnán s daty pro dotazníkový sentiment index UMCSI. Tento vztah zobrazuje graf 3.2.5.2.

¹³ Sazba LIBOR je v tomto kontextu považována za obecnou referenční úrokovou sazbu.

¹⁴ CFSI je index založený na tržních ukazatelích a tudíž je účelné ověřit přítomnost behaviorální komponenty (podrobněji viz podkapitola 3.1.1).

Graf 3.2.5.2. CFSI a UMCSI v období 1991–2015 (měsíčně)



Zdroj: FRED (2016d a 2016k), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient:

$$r(UMCSI, CFSI) = -0,40.$$

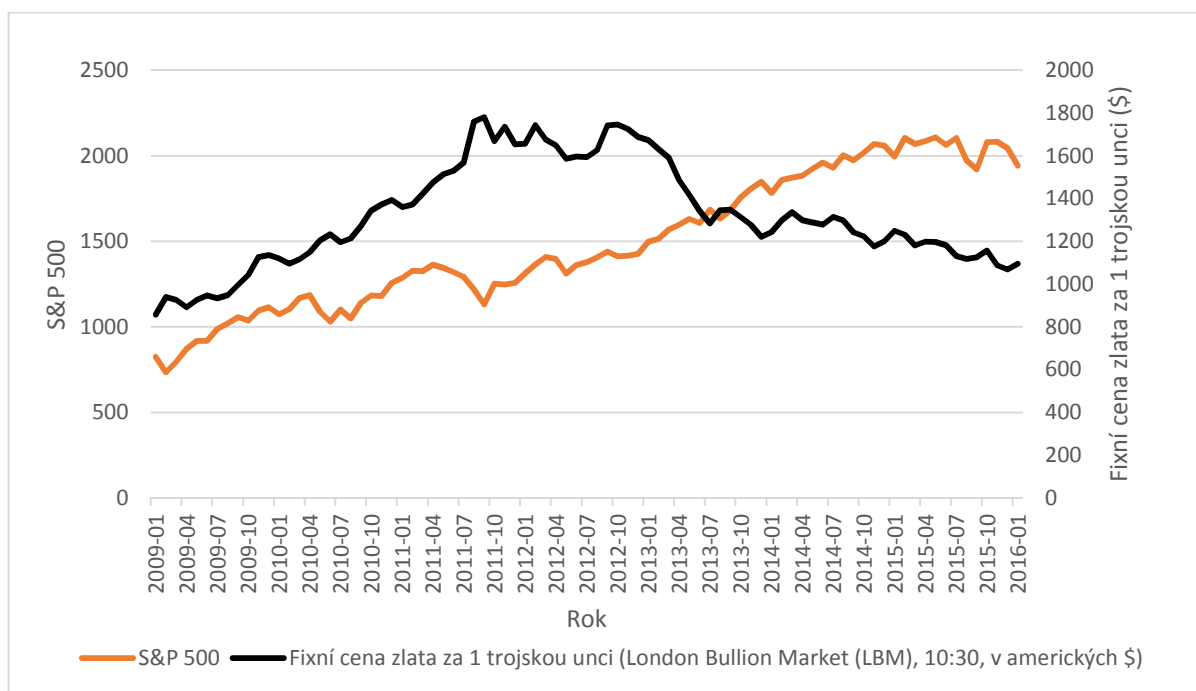
Pozitivní sentiment je signalizován nižší hodnotou CFSI nebo vyšší hodnotou UMCSI. Z grafu 3.2.5.2 vyplývají obě tyto kauzality a je možné usuzovat na přítomnost behaviorální složky v tržně založeném indexu CFSI. Nepředpokládaná nesourodost dat pro ILS a CFSI (graf 3.2.5.1) může být například způsobena velkým množstvím proměnných, které agregovaně vstupují do výpočtů (například jen CFSI sestává z jedenácti odlišných tržních ukazatelů) a mohou tak zkreslit získané výsledky.

3.2.6. Indexy sentimentu a vývoj cen zlata

Zlato je v prostředí finančních trhů chápáno jako vhodná investiční komodita v dobách cenových výkyvů výnosnějších (zpravidla rizikovějších) aktiv. Zlato je považováno za cenově stabilní komoditu, a proto v delším časovém horizontu přináší svému majiteli nižší míry výnosnosti.

Vztah vývoje cen akcií (S&P 500) a cen zlata (*Gold Fixing Price* [GFP]) ilustruje graf 3.2.6.1. Hodnota zlata byla stanovena na základě londýnského zlatého fixingu (*gold fixing*¹⁵), který je běžně využíván k referenčnímu stanovení cen zlata. Fixing je publikován na Londýnském trhu zlata (*London Bullion Market*), a to dvakrát denně, v 10:30 a v 15:00 hodin londýnského času (GMT 0).

Graf 3.2.6.1. S&P 500 a ceny zlata v období 2009–2016 (měsíčně)



Zdroj: FRED (2016f a 2016j), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient:

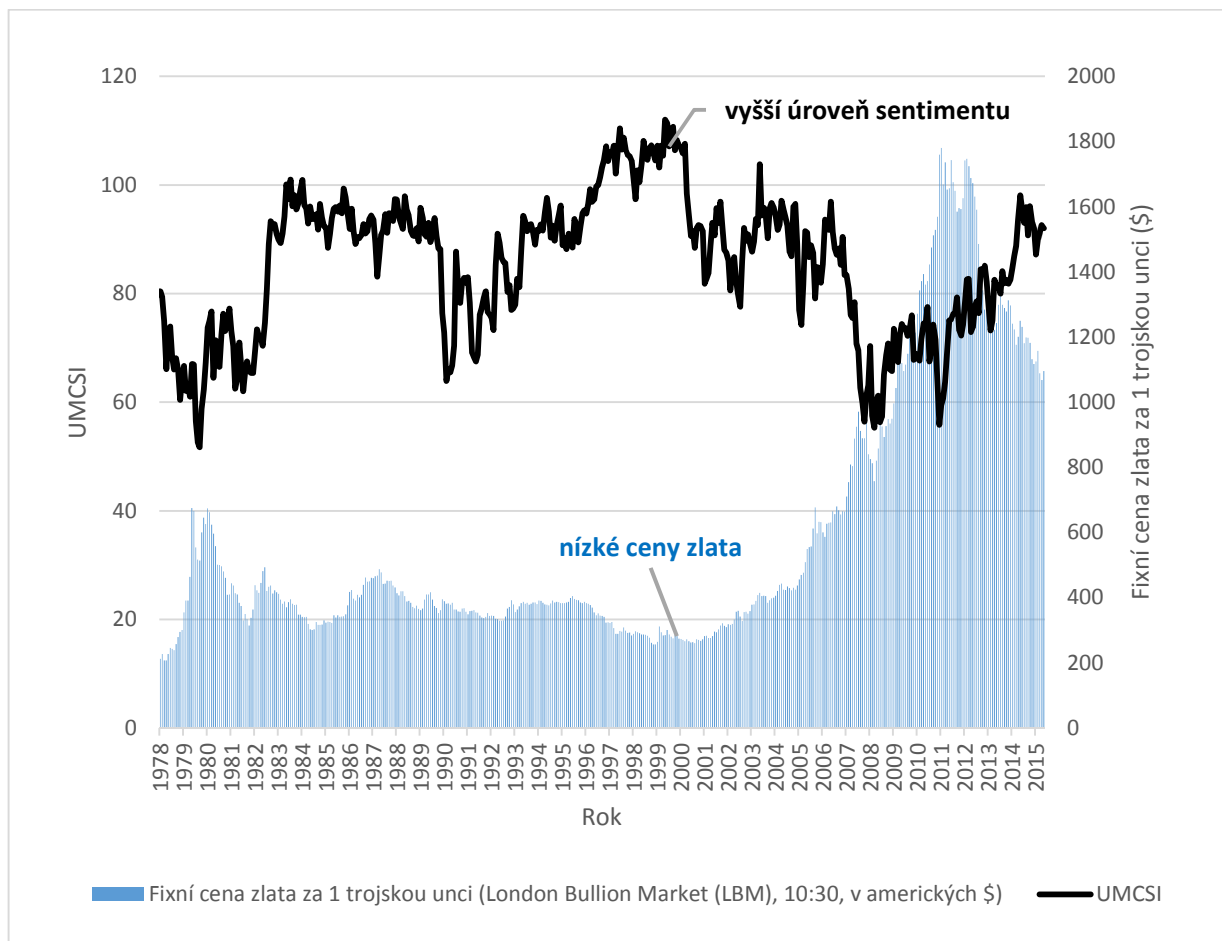
$$r(S\&P\ 500, GFP) = 0,024.$$

Posouzením průběhu časových řad v grafu 3.2.6.1 a příslušného korelačního koeficientu (0,024) nelze dostatečně prokázat hypotézy o zlatě jakožto investičně žádané komoditě v dobách cenové nestability rizikovějších (výnosnějších) aktiv. Vyšší míra sentimentu značící optimismus na trzích by měla vést k obchodování s rizikovějšími aktivy (růst S&P 500), a tudíž by měla klesat poptávka po méně výnosném zlatě (následně klesá i cena zlata). Naopak v případě výskytu neočekávaných šoků dochází na trzích k poklesu sentimentu, investoři pociťují obavy a nejistotu, zbavují se výnosnějších rizikových aktiv (pokles S&P 500) a roste poptávka po stabilnějších investičních možnostech (zlato). Tyto hypotézy shrnuje graf 3.2.6.2.

¹⁵ 20. března 2015 byl *gold fixing* v podobě *Gold Fixing Price* nahrazen *The London Bullion Market Association (LBMA) Gold Price*, čímž došlo ke změně metodologie stanovování cen.

Za index sentimentu byl zvolen UMCSI založený na dotazníkovém šetření. Cena zlata byla stanovena na stejné bázi jako v grafu 3.2.6.1.

Graf 3.2.6.2. Ceny zlata a UMCSI v období 1978–2015 (měsíčně)



Zdroj: FRED (2016f a 2016k), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient:

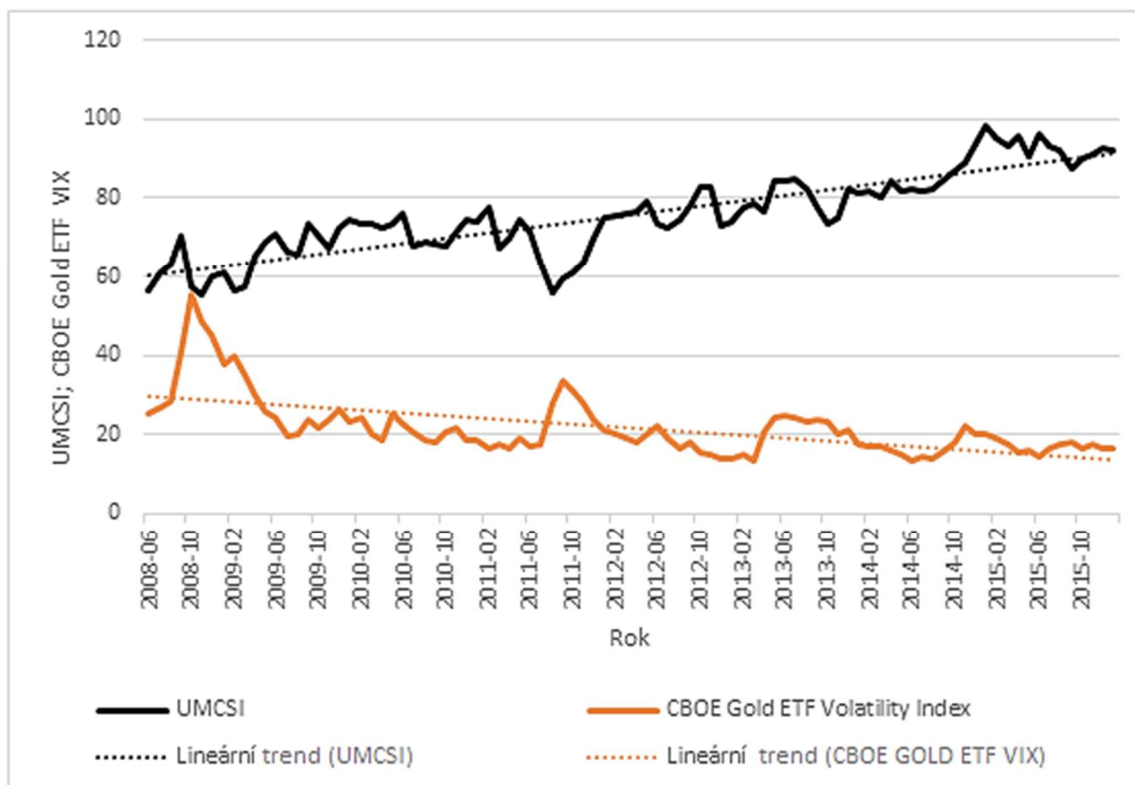
$$r(UMCSI, GFP) = -0,4142$$

Graf 3.2.6.2. a příslušný korelační koeficient (- 0,4142) již lépe vystihují inverzní vztah cen zlata a úrovně tržního sentimentu, nežli tomu bylo v případě srovnání vývoje indexu S&P 500 a cen zlata (graf 3.2.6.1).

Na základě poznatků o vztahu cenové volatility a tržního sentimentu (podkapitola 3.2.4) je v rámci této části pozorována závislost mezi CBOE VIX publikovaným k vývoji cen zlata (*CBOE Gold ETF Volatility Index*) a indexem sentimentu UMCSI. Jak vyplývá z grafu 3.2.6.3, vyšší úroveň sentimentu (UMCSI) je ve většině případů doprovázená nižší mírou volatility

(*CBOE Gold ETF Volatility Index*), což je v souladu s hypotézami představenými v části věnované volatilitě.

Graf 3.2.6.3. CBOE Gold ETF Volatility Index a UMCSI v období 2008–2015 (měsíčně)



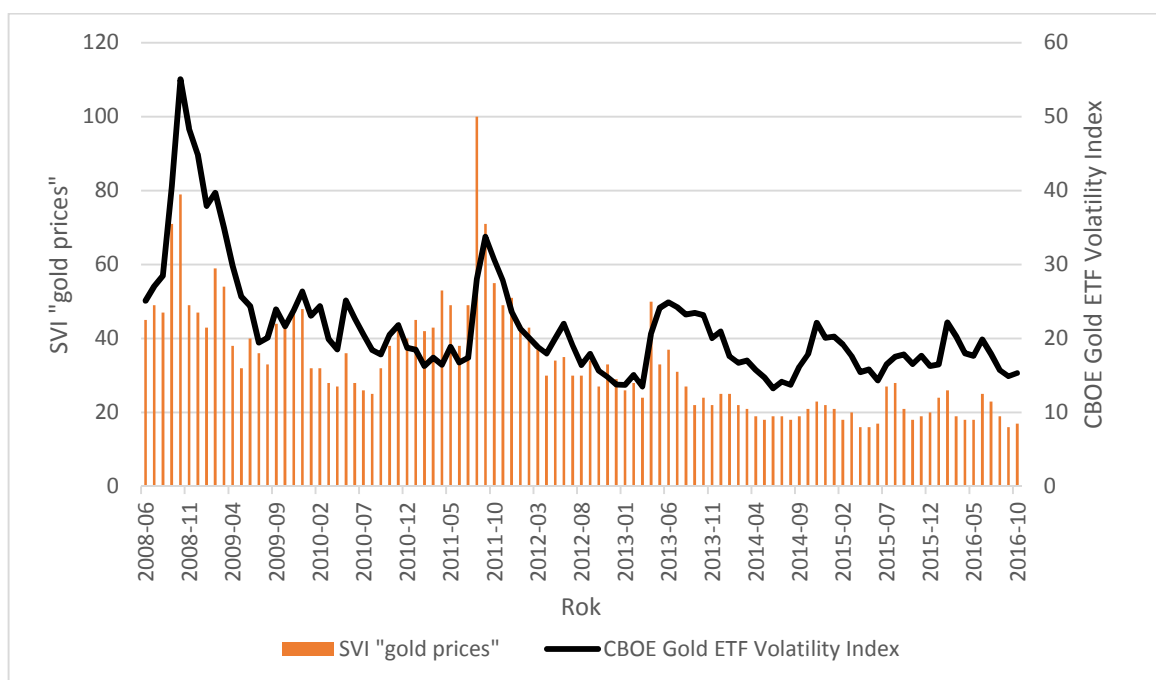
Zdroj: FRED (2016b a 2016k), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient:

$$r(UMCSI, CBOE VIX) = -0,6239$$

Na bázi korelačního koeficientu (- 0,6239) a grafu 3.2.6.3 je možné opětovně potvrdit negativní vztah mezi volatilitou a mírou sentimentu. Opačný vztah, avšak založený na stejném principu, shrnuje graf 3.2.6.4 a příslušný korelační koeficient $r(SVI \text{ gold prices}, CBOE VIX)$. V grafu byl porovnáván index volatility CBOE VIX Gold Fixing Price s indexem sentimentu SVI pro výraz „gold prices“. Záměrem bylo komplexně ověřit přítomnost behaviorální složky v indexu volatility a tímto poukázat na účelnost tvorby doplňkových indexů volatility ke standardním cenovým indexům.

Graf 3.2.6.4. CBOE VIX Gold Fixing Price a SVI „gold prices“ v období 2008–2015 (měsíčně)



Zdroj: Google Trends (2016b) a FRED (2016b), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient:

$$r(SVI \text{ gold prices}, CBOE VIX) = 0,6772$$

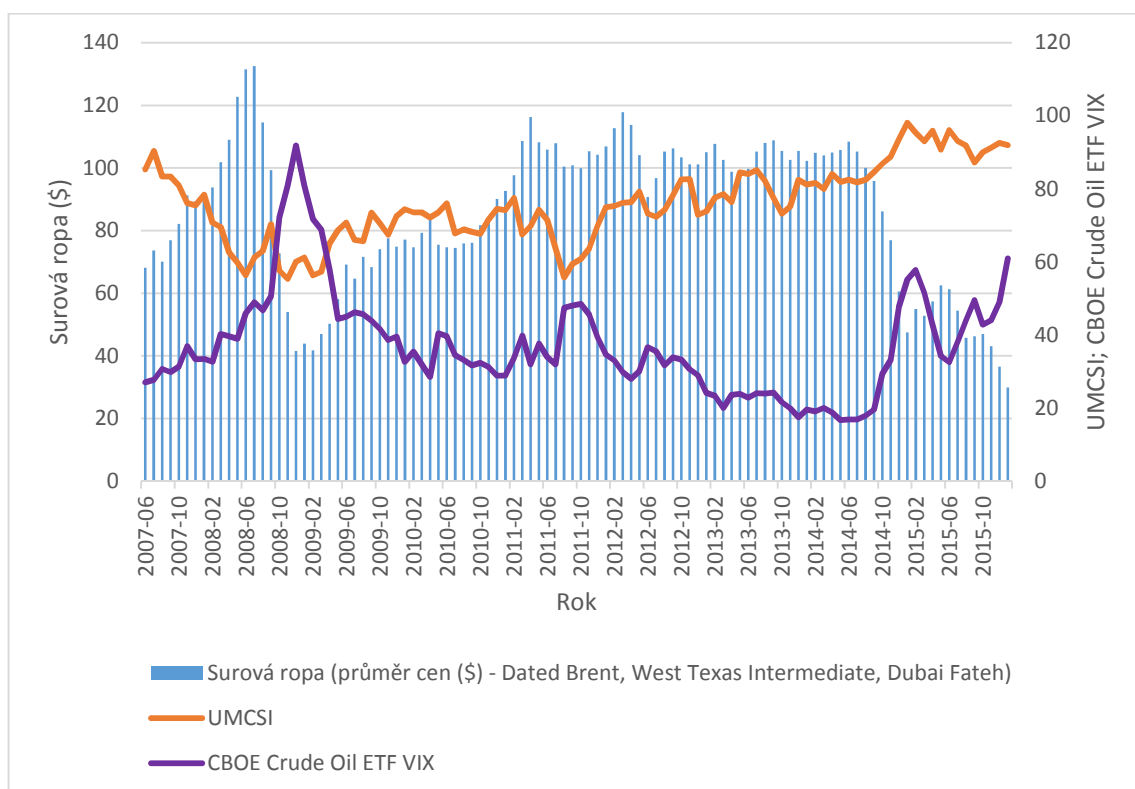
3.2.7. Indexy sentimentu a vývoj cen ropy

Obsahem této části je analýza vzájemného vztahu tržního sentimentu a cen ropy. Záměrem je zjistit, zdali mezi vývojem těchto veličin existují souvislosti, případně kauzality. Vstupní data tvoří UMCSI dotazníkový index sentimentu, index volatility pro ceny ropy (*CBOE Crude Oil ETF VIX*), SVI pro výraz „oil price“ (v tomto případě měřeno celosvětově a ne pouze na geografickém území USA jako v předchozích případech) a časová řada pro ceny ropy. Cena ropy je průměrem spotových cen¹⁶ tří značek¹⁷ surové ropy, konkrétně *Dated Brent*, *West Texas Intermediate* a *the Dubai Fateh*.

¹⁶ Spotová cena představuje cenu aktuální pro dané období.

¹⁷ Značky ropy jsou vymezeny podle lokality těžby, chemického složení či burzy, na které je komodita obchodována.

Graf 3.2.7.1. Cena surové ropy, UMCSI a CBOE Crude Oil ETF VIX v období 2007–2016 (měsíčně)



Zdroj: FRED (2016a; 2016k) a IMF (2016), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient:

$$r(UMCSI, CBOE\ Crude\ Oil) = -0,3780$$

$$r(UMCSI, ropa) = -0,2678$$

$$r(CBOE\ Crude\ Oil, ropa) = -0,5963$$

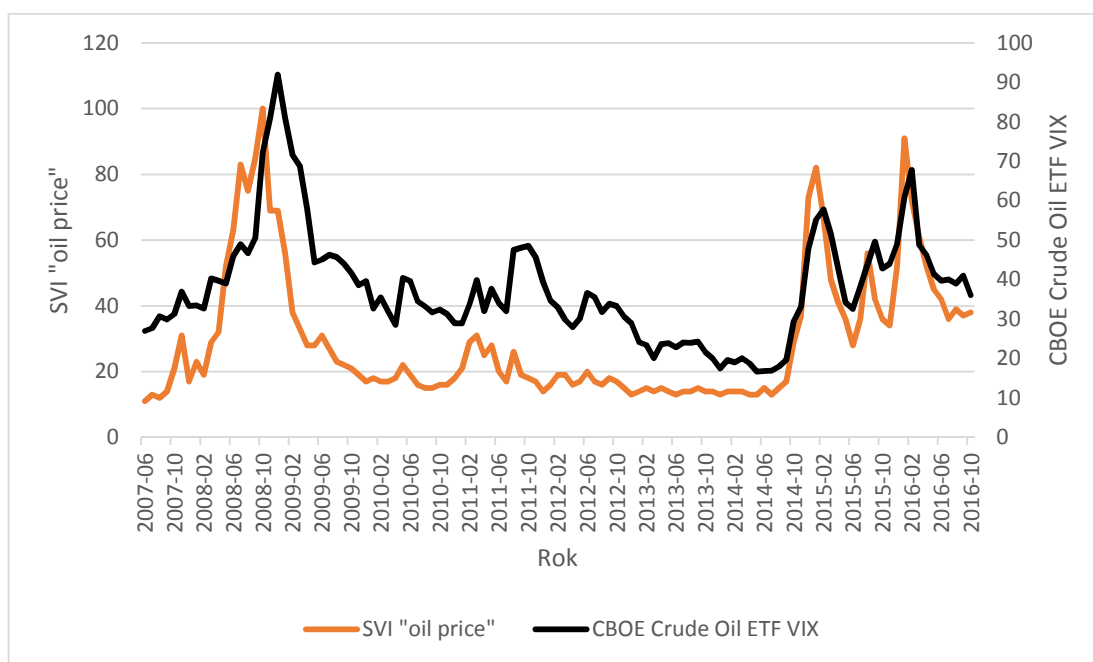
Po prvotním zhodnocení průběhu UMCSI a CBOE Crude Oil ETF VIX (graf 3.2.7.1 a příslušný korelační koeficient) lze usuzovat na vzájemnou závislost těchto indikátorů. Tento předpoklad také vychází ze závěrů učiněných v podkapitole 3.2.4, tedy že volatilita je negativně korelována se sentimentem. Je tedy možné předpokládat, že zvýšená volatilita v cenách ropy vyvolává na trzích obavy (nízkou míru sentimentu).

Snaha o identifikaci souvislostí mezi průběhem UMCSI a cenou ropy se může jevit jako nelogická, jelikož je primárně předpokládáno, že cena ropy je určována na základě významnějších faktorů (poptávka spotřebitelů, podmínky těžby aj.), než je míra sentimentu tržních subjektů. Opačná kauzalita, tj. cena ropy ovlivňuje tržní sentiment, je také poměrně nepravděpodobná, jelikož obchodováním s ropou se v poměru k celému trhu zabývá jen úzká

skupina obchodníků. Jak ale bylo zmíněno v podkapitole 3.2.2, v souvislosti s Realitní bublinou, vývoj cen ropy se řídí podobnými pravidly jako vývoj cen zlata (tj. cenově stabilní komodita v době výkyvů na finančních trzích). Je nicméně nutné brát ve zřetel, že ceny ropy jsou na rozdíl od cen zlata citlivější na nabídkové a poptávkové šoky a dále například na těžební politiku ropných společností (příp. států).

Vývoj cen ropy a příslušného indexu volatility CBOE Crude Oil ETF VIX je v předpokládaném souladu. Vyšší míra volatility obecně způsobuje odchylky aktuálních cen od jejich fundamentálních základů. Na trhu se tato situace projeví ve zvýšené nejistotě a případné investice jsou považovány za rizikovější. Po této rizikovější komoditě (aktivu) poklesne poptávka a v důsledku toho nastane i pokles její ceny.

Graf 3.2.7.2. SVI pro výraz „oil price“ a CBOE Crude Oil ETF VIX v období 2007–2016 (měsíčně)



Zdroj: Google Trends (2016d) a FRED (2016a), vlastní úprava

Pearsonův korelační koeficient:

$$r(\text{SVI oil price}, \text{CBOE Crude Oil}) = 0,7367$$

Analýza průběhu časových řad pro SVI „oil price“ a CBOE Crude Oil ETF VIX (graf 3.2.7.2) a příslušného korelačního koeficientu poskytla předpokládané výsledky. Na základě grafické komparace průběhu pozorovaných indexů (graf 3.2.7.2) je patrná vysoká míra podobnosti jejich vývojových trendů. Tato podobnost je poměrně překvapivá vzhledem

k principiálně odlišným metodikám konstrukce jednotlivých indexů. Příčinou podobnosti by například mohla být behaviorální složka (sentiment) vyskytující se v daných indexech. Z tohoto důvodu je tento vztah dále zkoumán formou jednoduché regresní analýzy zpožděných relativních přírůstků (δt^{18}) SVI „oil price“ a CBOE Crude Oil ETF VIX. Účelem dodatečné analýzy je zjistit, v jaké míře se tyto dva indexy v čase vzájemně ovlivňují a který z indexů dokáže lépe vysvětlit průběh druhého z indexů. V Modelu 1 je závislou (vysvětlovanou) proměnnou δt CBOE Crude Oil ETF VIX (-1) a v Modelu 2 je závislou proměnnou δt SVI „oil price“ (-1). Odhady modelů metodou nejmenších čtverců (za období 2007–2016) zobrazují tabulky 3.2.7.1 a 3.2.7.2.

Tabulka 3.2.7.1. Výstup Modelu 1

Závislá proměnná: δt CBOE Crude Oil ETF VIX		Interval pozorování: 2007-08 2016-10		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 111		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	<i>p</i>
C	0,0048	0,0131	0,3638	0,7167
δt SVI "oil price" (-1)	0,1954	0,0540	3,6161	0,0005
Koeficient determinace (R^2)	0,1071	Střední hodn. závislé prom.		0,0117
Upravený R^2	0,0989	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,1438
Standardní chyba regrese	0,1365	Akaikeho info kritérium		-1,1278
Log pravděpodobnost	64,5916	Schwarzovo kritérium		-1,0790
F-statistika	13,0763	Hannan-Quinn kritérium		-1,1080
<i>p</i> (F-statistika)	0,0005	Durbin-Watsonova statistika		2,1117

Zdroj: Google Trends (2016d) a FRED (2016a), vlastní úprava

Na základě hodnot z tabulky 3.2.7.1 je zřejmé, že zpožděná hodnota proměnné δt SVI „oil price“ je statisticky významnou vysvětlující proměnnou pro proměnnou δt CBOE Crude Oil ETF VIX ($p=0,0005$). Pravděpodobnost F-statistiky ($p=0,0005$), poukazující na signifikantnost modelu jako celku (společnou signifikantnost vstupních proměnných), je rovněž statisticky významná (odhadnutý model poskytuje lepší vysvětlení vztahu mezi pozorovanými proměnnými ve srovnání s modelem vycházejícím z prostého průsečíku jejich hodnot). Poměrně nízká hodnota upraveného koeficientu determinace ($R^2=0,0989$) implikuje větší rozptyl hodnot pro δt CBOE Crude Oil ETF VIX okolo proložené regresní přímky. Tento rozptyl může být způsoben nedostatečným množstvím vysvětlujících proměnných zahrnutých

¹⁸ Relativní přírůstek (δt) = $(X_t - X_{t-1})/X_{t-1}$

v odhadovaném modelu (více vysvětlujících proměnných by míru odezvy závislé proměnné pravděpodobně zvýšilo). Vysoká hodnota směrodatné odchylky závislé proměnné ($\sigma=0,1438$) vzhledem ke střední hodnotě této závislé proměnné ($\mu=0,0117$) rovněž signalizuje rozdělení s velkým rozptylem – 95% interval spolehlivosti představují hodnoty $<-0,2759; 0,2993>$.

Tabulka 3.2.7.2. Výstup Modelu 2

Závislá proměnná: Δ t SVI "oil price"		Interval pozorování: 2007-09 2016-10		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 110		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0407	0,0327	1,2445	0,2161
Δ t CBOE Crude Oil ETF VIX (-1)	-0,3939	0,1985	-1,9846	0,0498
AR (1)	0,3067	0,1150	2,6672	0,0088
Koeficient determinace (R^2)	0,0529	Střední hodn. závislé prom.		0,0351
Upravený R^2	0,0352	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,2412
Standardní chyba regrese	0,2369	Akaikého info kritérium		-0,0152
Log pravděpodobnost	3,8344	Schwarzovo kritérium		0,0585
F-statistika	2,9881	Hannan-Quinn kritérium		0,0147
p (F-statistika)	0,0546	Durbin-Watsonova statistika		2,0325

Zdroj: Google Trends (2016d) a FRED (2016a), vlastní úprava

Hodnota pravděpodobnosti T-statistiky ($p=0,0498$) pro vysvětlující proměnnou Δ t CBOE Crude Oil ETF VIX (-1) značí vliv této proměnné vzhledem k vývoji závislé proměnné Δ t SVI „oil price“. Pravděpodobnost F-statistiky ($p=0,0546$) je však lehce nesignifikantní, což signalizuje nedostatky celkového modelu popisovat vývoj závislé proměnné. Upravený koeficient determinace ($R^2=0,0352$) rovněž poukazuje na slabou odezvu závislé proměnné na změny vysvětlujících proměnných. Hodnota směrodatné odchylky závislé proměnné ($\sigma=0,2412$) vzhledem ke střední hodnotě této proměnné ($\mu=0,0351$) poukazuje na rozdělení s velkým rozptylem, jehož 95% interval spolehlivosti leží mezi hodnotami $<-0,4473; 0,5175>$. Tento rozptyl je pravděpodobně příčinou nedostatků odhadnutého modelu, vyplývajících ze statisticky nevýznamné F-statistiky a nízké hodnoty koeficientu determinace. Hodnota AIK, SK a HQK jsou ve srovnání s předchozím modelem (viz tabulku 3.2.7.1) méně optimální (vyšší) a značí menší schopnost modelu vysvětlovat pozorovaná data (tomuto nasvědčuje i hodnota upraveného R^2 , která je rovněž méně optimální [nižší]).

Zhodnocením výstupů Modelu 1 a Modelu 2 lze potvrdit oboustrannou závislost zkoumaných indexů; Δ t SVI „oil price“ (-1) je signifikantní vysvětlující proměnnou pro Δ t

CBOE Crude Oil ETF VIX (zároveň platí opačná kauzalita). δt SVI „oil price“ (-1) má však na δt CBOE Crude Oil ETF VIX vliv na vyšší hladině významnosti (s vyšší pravděpodobností) než je tomu v případě opačné závislosti. Celková schopnost Modelu 2 vysvětlovat závislou proměnnou (δt SVI „oil price“) je navíc menší než v případě Modelu 1.

3.3. Zhodnocení významnosti jednotlivých typů indexů sentimentu

Tato část práce je věnována srovnání schopnosti jednotlivých typů indexů sentimentu (indexy založené na tržních ukazatelích/analýze textových zdrojů/dotazníkovém šetření) s předstihem reflektovat směřování trhu vzhledem k vývoji tržního sentimentu. Účelem je identifikovat, který typ indexu sentimentu dokáže optimálně signalizovat budoucí trend ve vývoji akciového indexu.

3.3.1. NASDAQ Composite Index

K následujícím analýzám byl zvolen akciový index NASDAQ Composite a indexy sentimentu UMCSI, SVI pro výraz „recession“ a tržní zástupce sentimentu IPO (hrubý objem). NASDAQ Composite Index sestává z portfolia akcií, které v souhrnu reprezentují rozsáhlou část trhu (z hlediska oblasti působnosti příslušných emitujících společností, např. spotřebitelské služby, zdravotní péče, technologie a další). Tito emitenti navíc tvoří akciové společnosti pouze v rámci USA (což bylo předpokladem většiny doposud studovaných akciových indexů). Z těchto důvodů je NASDAQ Composite Index pokládán za index s diverzifikovanou skladbou aktiv.

Pearsonův korelační koeficient:

$$r(UMCSI, NASDAQ\ Com) = 0,3267$$

$$r(SVI\ "recession", NASDAQ\ Com) = -0,3088$$

$$r(IPO, NASDAQ\ Com) = 0,1485$$

Prostřednictvím regresní analýzy byla zkoumána závislost Δt NASDAQ Composite Index na Δt jednotlivých indexů sentimentu. Výstupy analýzy jsou obsahem tabulek 3.3.1.1, 3.3.1.2 a 3.3.1.3. Pro srovnání byl odhadnut model na základě ARMA procesu, jež je shrnut v tabulce 3.3.1.4. Ke zhodnocení schopností jednotlivých indexů sentimentu s předstihem reflektovat vývojové tendence indexu akciového, byly dále provedeny regresní analýzy se zpožděnými hodnotami těchto indexů jakožto vysvětlujícími proměnnými (viz přílohu 4). Výsledky těchto analýz poukázaly na nevýznamnost indexů sentimentu v případě zahrnutí jejich zpožděných hodnot do modelování, a to i v případě delších zpoždění (tato pozorování nejsou součástí přílohy). Statistická nevýznamnost vstupních proměnných modelu (indexů sentimentu) však nemusí znamenat neexistenci jejich případných predikčních schopností (podrobněji diskutováno v části 3.2.4). K identifikaci těchto schopností proto byly sestaveny in-sample statické predikce vycházející z modelů odhadnutých v příloze 4. Kvalita jednotlivých predikcí byla zhodnocena podle nejnižších hodnot MAE (resp. RMSE), které jsou obsahem

tabulky 3.3.1.5. Věrohodnost jednotlivých modelů, vzhledem k popisu změn v závislé proměnné, byla hodnocena na bázi hodnot upraveného R^2 a AIK/SK/HQK.

Tabulka 3.3.1.1. δt NASDAQ Composite Index a δt UMCSI

Závislá proměnná: δt NASDAQ Composite Index		Interval pozorování: 2004-01 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 145		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0061	0,0042	1,4392	0,1523
δt UMCSI	0,2234	0,0664	3,3625	0,0010
MA (1)	0,2391	0,1148	2,0831	0,0390
Koeficient determinace (R^2)	0,1623	Střední hodn. závislé prom.		0,0064
Upravený R^2	0,1505	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0431
Standardní chyba regrese	0,0397	Akaïkeho info kritérium		-3,5933
Log pravděpodobnost	263,5129	Schwarzovo kritérium		-3,5317
F-statistika	13,7583	Hannan-Quinn kritérium		-3,5683
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		1,9573

Zdroj: FRED (2016h; 2016k), vlastní úprava

Na základě hodnot v tabulce 3.3.1.1 lze považovat proměnnou δt UMCSI za statisticky významnou vstupní proměnnou modelu vývoje indexu δt NASDAQ Composite ($p=0,0010$). Celková schopnost odhadnutého modelu vysvětlovat vývoj závislé proměnné, hodnocená dle pravděpodobnosti F-statistiky ($p=0,0000$), je rovněž signifikantní. Hodnota upraveného koeficientu determinace ($R^2=0,1505$), spolu s výší směrodatné odchylky závislé proměnné ($\sigma=0,0431$) vzhledem ke střední hodnotě této proměnné ($\mu=0,0064$), signalizují větší rozptyl pozorovaných hodnot okolo proložené regresní přímky. 95% interval spolehlivosti rozdělení představuje rozmezí hodnot $<-0,0798; 0,0926>$. Kvalita modelu z hlediska schopnosti popisovat závislou proměnnou, je podle hodnot upraveného R^2 , AIK, SK a HQK větší, než v případě modelu vycházejícího ze zpožděné hodnoty δt UMCSI (viz přílohu 4).

Tabulka 3.3.1.2. δt NASDAQ Composite Index a δt SVI „recession“

Závislá proměnná: δt NASDAQ Composite Index		Interval pozorování: 2004-01 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 145		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	<i>p</i>
C	0,0079	0,0043	1,8389	0,0680
δt SVI "recession"	-0,0301	0,0074	-4,0695	0,0001
MA (1)	0,2988	0,0810	3,6887	0,0003
Koeficient determinace (R^2)	0,1731	Střední hodn. závislé prom.		0,0064
Upravený R^2	0,1614	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0431
Standardní chyba regrese	0,0395	Akaikého info kritérium		-3,6062
Log pravděpodobnost	264,4474	Schwarzovo kritérium		-3,5446
F-statistika	14,8579	Hannan-Quinn kritérium		-3,5811
<i>p</i> (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,0170

Zdroj: FRED (2016h) a Google Trends (2016e), vlastní úprava

Hodnota pravděpodobnosti T-statistiky vysvětlující proměnné δt SVI „recession“ ($p=0,0001$) značí významnost této proměnné pro model δt NASDAQ Composite Index (viz tabulku 3.3.1.2). F-statistika modelu je rovněž signifikantní ($p=0,0000$) a značí celkovou významnost modelu vzhledem k vysvětlované proměnné δt NASDAQ Composite Index. Charakteristiky střední hodnoty závislé proměnné a směrodatné odchylky závislé proměnné jsou stejné jako v modelu odhadnutém v tabulce 3.3.1.1. Hodnota upraveného R^2 (0,1614), AIK (-3,6062), SK (-3,5446) a HQK (-3,5811) jsou ve srovnání s předchozím modelem (viz tabulku 3.3.1.1) více vyhovující. Tyto hodnoty jsou rovněž lepší ve srovnání s modelem odhadnutým na základě zpožděné hodnoty δt SVI „recession“ (viz přílohu 4).

Tabulka 3.3.1.3. δt NASDAQ Composite Index a δt IPO

Závislá proměnná: δt NASDAQ Composite Index		Interval pozorování: 2004-02 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 144		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0039	0,0041	0,9721	0,3327
δt IPO	0,0212	0,0045	4,6910	0,0000
MA (1)	0,2467	0,0851	2,8986	0,0043
Koeficient determinace (R^2)	0,2067	Střední hodn. závislé prom.		0,0064
Upravený R^2	0,1954	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0432
Standardní chyba regrese	0,0388	Akaikeho info kritérium		-3,6406
Log pravděpodobnost	265,1233	Schwarzovo kritérium		-3,5787
F-statistika	18,3643	Hannan-Quinn kritérium		-3,6155
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,0121

Zdroj: FRED (2016h) a Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

Statistickou významnost vstupní proměnné δt IPO pro model δt NASDAQ Composite Index (odhadnutý v tabulce 3.3.1.3) lze na základě pravděpodobnosti příslušné T-statistiky považovat za signifikantní ($p=0,0000$). F-statistika je pro odhadnutý model rovněž statisticky významná ($p=0,0000$). Upravený R^2 (0,1954), AIK (-3,6406), SK (-3,5787) a HQK (-3,6155) jsou optimálnější ve srovnání s předchozími modely (viz tabulky 3.3.1.1. a 3.3.1.2). Směrodatná odchylka závislé proměnné ($\sigma=0,0432$) se z důvodu počtu pozorování sníženého o jednotku vůči předchozím modelům nepatrně liší. Věrohodnost modelu, hodnocená podle AIK/SK/HQK a upraveného R^2 , je v porovnání s modelem odhadnutým na bázi zpožděné hodnoty δt IPO (viz přílohu 4) větší.

Tabulka 3.3.1.4. Odhad modelu NASDAQ 100 Composite Index (ARMA)

Závislá proměnná: δt NASDAQ Composite Index		Interval pozorování: 2004-02 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 144		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0063	0,0046	1,3749	0,1713
AR (1)	-0,0496	0,2510	-0,1975	0,8437
MA (1)	0,3415	0,2378	1,4362	0,1532
Koeficient determinace (R^2)	0,0766	Střední hodn. závislé prom.		0,0064
Upravený R^2	0,0635	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0432
Standardní chyba regrese	0,0419	Akaikeho info kritérium		-3,4888
Log pravděpodobnost	254,1904	Schwarzovo kritérium		-3,4269
F-statistika	5,8452	Hannan-Quinn kritérium		-3,4636
p (F-statistika)	0,0036	Durbin-Watsonova statistika		1,9675

Zdroj: FRED (2016h), vlastní úprava

Model vycházející z ARMA procesu (viz tabulku 3.3.1.4), je dle pravděpodobnosti F-statistiky ($p=0,0036$) schopen popisovat průběh závislé proměnné. Dílčí vstupní proměnné jsou však samostatně statisticky nevýznamné (p (T-statistika)=0,8437 pro AR a p (T-statistika)=0,1532 pro MA). Z důvodu výskytu autokorelace v pozorovaných datech však bylo nutné obě proměnné do modelu zahrnout. Poměrně nízká hodnota upraveného koeficientu determinace ($R^2=0,0635$), v kombinaci s velkou směrodatnou odchylkou závislé proměnné ($\sigma=0,0432$) vzhledem k velikosti této proměnné ($\mu=0,0064$), svědčí o větším rozptylu pozorovaných hodnot okolo proložené regresní přímky a o neschopnosti modelu komplexně popisovat vývoj závislé proměnné. Hodnoty AIK, SK a HQK jsou ve srovnání s předchozími modely (viz tabulky 3.3.1.1, 3.3.1.2, 3.3.1.3) nejméně optimální (nejvyšší) a indikují nejmenší přilnavost modelu k pozorovaným hodnotám.

Tabulka 3.3.1.5. Průměrná predikovaná hodnota, skutečná hodnota, MAE a RMSE in-sample statických předpovědí NASDAQ Composite Index

	UMCSI	SVI „recession“	IPO	ARMA	Průměrná skutečná hodnota
Průměrná predikovaná hodnota	0,006426	0,006649	0,006424	0,00637	0,00649
MAE	0,0297	0,0050	0,0291	0,0301	
RMSE	0,04087	0,04086	0,0406	0,0413	

Zdroj: FRED (2016h; 2016k), Warrington College of Business (2016), Google Trends (2016e), vlastní úprava

Na základě pozorování za období 2004–2016 (resp. 2015) a poznatků o MAE a RMSE z části 3.2.4, lze pokládat IPO (nejnižší hodnota RMSE = 0,0406) za vhodné měřítko behaviorálních faktorů při analýzách vývoje indexu NASDAQ Composite. K tomuto stanovisku lze rovněž dospět na základě optimálních hodnot upraveného R^2 a AIK/SK/HQK pro model odhadnutý na základě IPO (resp. IPO[-1]) ve srovnání s ostatními pozorovanými modely (viz část 3.3.1 a přílohu 4). Z tabulky 3.3.1.5 dále vyplývá, že predikce učiněné na základě indexů sentimentu byly dle hodnot MAE a RMSE spolehlivější, než v případě predikce na základě prostého ARMA procesu. Na bázi těchto výsledků je možné konstatovat, že behaviorální faktory (indexy sentimentu) jsou parametry zlepšující kvalitu predikcí (dokáží vysvětlit část rozptylu predikované proměnné), a to i navzdory statistické nevýznamnosti příslušných indexů sentimentu pro odhadované modely (viz přílohu 4).

3.3.2. Russell 3000 Total Market Index

Obsahem této části je analýza vedoucí k identifikaci vhodného indexu sentimentu vzhledem k indexu Russell 3000 Total Market Index. Jak již bylo uvedeno v části 3.2.2, index Russell 3000 sestává z diverzifikovaného portfolia akcií (obdobně jako index NASDAQ Composite), ale na rozdíl od indexu NASDAQ Composite mají příslušné emitující společnosti akciovou základnu pouze v USA. Je tudíž předpokládáno, že na změny sentimentu bude index Russell 3000 reagovat v odlišném rozsahu než index NASDAQ Composite. Za indexy sentimentu byly zvoleny totožné indexy jako v části 3.3.1, a to především za účelem zdůraznění rozdílnosti v metodologii jednotlivých indexů a z toho vyplývající potřeby nalezení adekvátní kombinace zkoumaného jevu (akciový index, cena komodity apod.) a příslušného měřítka sentimentu.

Pearsonův korelační koeficient:

$$r(UMCSI, Russell\ 3000) = 0,3270$$

$$r(SVI\ recession, Russell\ 3000) = -0,3151$$

$$r(IPO, Russell\ 3000) = 0,1642$$

Hodnoty korelačních koeficientů pro jednotlivé indexy sentimentu a Russell 3000 Total Market Index jsou mírně významnější, než tomu bylo v případě indexu NASDAQ Composite (část 3.3.1.), čímž je implikována vyšší míra vzájemné závislosti těchto proměnných. Nalezení vhodného měřítka sentimentu k akciovému indexu Russell 3000 Total Market Index bylo rovněž provedeno prostřednictvím regresní analýzy, konkrétně zkoumáním závislosti Δ Russell 3000 Total Market Index na Δ jednotlivých indexů sentimentu (zpožděné hodnoty Δ jednotlivých indexů sentimentu nebyly pro odhadovaný model vývoje indexu Russell 3000 statisticky významné [viz přílohu 5]). Obdobně jako v části 3.3.1 byly charakteristiky modelů vzhledem k vysvětlované proměnné adekvátnější pro nezpožděné modely ve srovnání s modely zpožděnými. Tato skutečnost ovšem nevylučuje případné predikční možnosti vysvětlujících proměnných.

Za účelem identifikace predikčních schopností indexů sentimentu vzhledem ke zvolenému akciovému indexu, byly na základě modelů z přílohy 5 sestaveny in-sample statické predikce, jež byly následně porovnány s predikcí vycházející z MA procesu (viz tabulku 3.3.2.4). Výsledné predikce byly zhodnoceny na základě příslušných hodnot MAE a RMSE (viz tabulku 3.3.2.5). Odhady modelů vycházejících z nezpožděných hodnot vysvětlujících proměnných shrnují tabulky 3.3.2.1, 3.3.2.2 a 3.3.2.3. K získání srovnatelných výsledků pro

pozorované akciové indexy, byla použita data za totožné časové období jako v části 3.3.1 (akciový index NASDAQ Composite).

Tabulka 3.3.2.1. δt Russell 3000 Total Market Index a δt UMCSI

Závislá proměnná: δt Russell 3000 TMI		Interval pozorování: 2004-02 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 144		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0060	0,0039	1,5442	0,1248
δt UMCSI	0,2095	0,0698	3,0030	0,0032
MA (1)	0,2264	0,1256	1,8033	0,0735
Koeficient determinace (R^2)	0,1664	Střední hodn. závislé prom.		0,0063
Upravený R^2	0,1546	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0383
Standardní chyba regrese	0,0352	Akaikeho info kritérium		-3,8339
Log pravděpodobnost	279,0436	Schwarzovo kritérium		-3,7721
F-statistika	14,0759	Hannan-Quinn kritérium		-3,8088
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		1,9694

Zdroj: FRED (2016i; 2016k), vlastní úprava

Z tabulky 3.3.2.1 vyplývá, že δt UMCSI je signifikantní vysvětlující proměnnou pro závislou proměnnou δt Russell 3000 Total Market Index ($p=0,0032$). Schopnost modelu jako celku popisovat vývoj závislé proměnné je podle pravděpodobnosti F-statistiky ($p=0,0000$) rovněž významná. Parametr MA (1) byl, i přes svou statistickou nevýznamnost (p (T-statistika)=0,0735), do modelu zahrnut, jelikož výsledný odhad modelu výrazně zlepšil (AR proces nebyl v modelu uvažován, jelikož jeho nevýznamnost byla ještě výraznější než v případě MA a odhad modelu znatelně nezlepšil). Upravený koeficient determinace ($R^2=0,1546$), spolu se směrodatnou odchylkou závislé proměnné ($\sigma=0,0383$) vzhledem ke střední hodnotě této proměnné ($\mu=0,0063$), signalizují větší rozptyl pozorovaných hodnot okolo proložené regresní přímky. 95% interval spolehlivosti tohoto rozložení leží mezi hodnotami $<-0,0703; 0,0829>$. Tento interval spolehlivosti je mírně užší v porovnání s intervalem pro index NASDAQ Composite pozorovaný v části 3.3.1, což značí menší rozptyl hodnot indexu Russell 3000 vzhledem k příslušné střední hodnotě.

Tabulka 3.3.2.2. δ t Russell 3000 Total Market Index a δ t SVI „recession“

Závislá proměnná: δ t Russell 3000 TMI		Interval pozorování: 2004-02 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 144		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	<i>p</i>
C	0,0076	0,0039	1,9612	0,0518
δ t SVI "recession"	-0,0258	0,0066	-3,9034	0,0001
MA (1)	0,3072	0,0809	3,7948	0,0002
Koeficient determinace (R^2)	0,1612	Střední hodn. závislé prom.		0,0063
Upravený R^2	0,1493	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0383
Standardní chyba regrese	0,0353	Akaikeho info kritérium		-3,8277
Log pravděpodobnost	278,5908	Schwarzovo kritérium		-3,7658
F-statistika	13,5457	Hannan-Quinn kritérium		-3,8025
<i>p</i> (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,0410

Zdroj: FRED (2016i) a Google Trends (2016e), vlastní úprava

Hodnoty v tabulce 3.3.2.2 poukazují na statistickou významnost vstupní proměnné δ t SVI „recession“ pro odhadovaný model proměnné δ t Russell 3000 Total Market Index ($p=0,0001$). Pravděpodobnost F-statistiky ($p=0,0000$) značí signifikantnost regresního modelu jako celku. Upravený koeficient determinace ($R^2=0,1493$) signalizuje poměrně omezenou schopnost modelu vysvětlovat změny v závislé proměnné (resp. vysvětluje méně než 15 % těchto změn). I v případě tohoto modelu je nutné brát v úvahu větší rozptyl pozorovaných hodnot okolo regresní přímky. Věrohodnost modelu vzhledem k popisu vysvětlované proměnné (hodnoceno dle upraveného $R^2=0,1493$, $AIK=-3,8277$, $SK=-3,7658$ a $HQK=-3,8025$) je menší než v případě modelu vycházejícího z δ t UMCSI (viz tabulku 3.3.2.1).

Tabulka 3.3.2.3. δt Russell 3000 Total Market Index a δt IPO

Závislá proměnná: δt Russell 3000 TMI		Interval pozorování: 2004-02 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 144		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	<i>p</i>
C	0,0042	0,0036	1,1839	0,2384
δt IPO	0,0176	0,0041	4,3232	0,0000
MA (1)	0,2258	0,0850	2,6559	0,0088
Koeficient determinace (R^2)	0,1820	Střední hodn. závislé prom.		0,0063
Upravený R^2	0,1704	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0383
Standardní chyba regrese	0,0349	Akaikeho info kritérium		-3,8528
Log pravděpodobnost	280,3985	Schwarzovo kritérium		-3,7909
F-statistika	15,6826	Hannan-Quinn kritérium		-3,8276
<i>p</i> (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,0213

Zdroj: FRED (2016i) a Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

Podle hodnoty pravděpodobnosti T-statistiky pro δt IPO ($p=0,0000$), uvedené v tabulce 3.3.2.3, lze tuto proměnnou pokládat za významný parametr popisující vývoj závislé proměnné δt Russell 3000 Total Market Index. Celková schopnost modelu vysvětlovat závislou proměnnou je dle pravděpodobnosti F-statistiky ($p=0,0000$) rovněž signifikantní. Obdobně jako v modelech shrnutých v tabulkách 3.3.2.1 a 3.2.2.2, je i v tomto modelu patrný značný rozptyl pozorovaných hodnot okolo proložené regresní přímky. Větší rozptyl může být například způsoben nekomplexním výčtem vysvětlujících proměnných či přítomností odlehlých hodnot pozorování. Celková schopnost modelu popisovat závislou proměnnou je ve srovnání s předchozími modely (viz tabulky 3.3.2.1 a 3.3.2.2) mírně větší (hodnoceno dle upraveného $R^2=0,1704$, AIK=-3,8528, SK=-3,7909 a HQK=-3,8276).

Tabulka 3.3.2.4. Odhad modelu δt Russell 3000 Total Market Index (MA)

Závislá proměnná: δt Russell 3000 TMI		Interval pozorování: 2004-02 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 144		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0062	0,0040	1,5515	0,1230
MA (1)	0,2859	0,0813	3,5189	0,0006
Koeficient determinace (R^2)	0,0706	Střední hodn. závislé prom.		0,0063
Upravený R^2	0,0641	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0383
Standardní chyba regrese	0,0371	Akaikeho info kritérium		-3,7391
Log pravděpodobnost	271,2121	Schwarzovo kritérium		-3,6978
F-statistika	10,7945	Hannan-Quinn kritérium		-3,7223
p (F-statistika)	0,0013	Durbin-Watsonova statistika		1,9881

Zdroj: FRED (2016i), vlastní úprava

Model odhadnutý na základě procesu klouzavých průměrů (viz tabulku 3.3.2.4) je celkově statisticky významný (p (F-statistiky)=0,0013), avšak jeho schopnost komplexně popisovat vývoj závislé proměnné je omezená ($R^2=0,0641$). Nízká hodnota koeficientu determinace je pravděpodobně způsobena malým počtem uvažovaných vstupních proměnných. Rozdělení tohoto modelu je rovněž charakteristické značným rozptylem pozorovaných hodnot okolo střední hodnoty. Ve srovnání s předchozími modely (viz tabulky 3.3.2.1, 3.3.2.2 a 3.3.2.3) popisuje tento model změny v závislé proměnné nejméně věrohodně (hodnoceno dle upraveného $R^2=0,0641$ [nejnižší], $AIK=-3,7391$ [nejvyšší], $SK=-3,6978$ [nejvyšší] a $HQK=-3,7223$ [nejvyšší]). Ve srovnání s hodnotami upraveného R^2 a $AIK/SK/HQK$ modelů odhadnutých na základě zpožděných hodnot indexů sentimentu (viz přílohu 5), je však model vycházející pouze z MA procesu, schopen reflektovat vývoj závislé proměnné komplexněji.

Tabulka 3.3.2.5. Průměrná predikovaná hodnota, skutečná hodnota, MAE a RMSE in-sample statických předpovědí Russell 3000 Total Market Index

	UMCSI	SVI „recession“	IPO	MA	Průměrná skutečná hodnota
Průměrná predikovaná hodnota	0,0063	0,0062274	0,0062267	0,00629	0,00626
MAE	0,0259	0,0260	0,0257	0,0258	
RMSE	0,03692	0,03690	0,03687	0,03689	

Zdroj: FRED (2016i; 2016k), Warrington College of Business (2016), Google Trends (2016e), vlastní úprava

Na bázi MAE a RMSE zjištěných za pozorované období 2004–2016 (resp. 2015) lze považovat IPO za nejvhodnější měřítko k zachycení sentimentu (behaviorálních faktorů) při analýzách vývoje indexu Russell 3000 (nejnižší hodnota RMSE). Z výstupů predikcí dále vyplývá, že index Russell 3000 reflektoval změny tržního sentimentu ve větší míře, než tomu bylo u indexu NASDAQ Composite – hodnoty chyb MAE a RMSE pro tento index vycházely ve všech případech nižší (viz tabulku 3.3.2.6). Tento fakt je zřejmě způsoben přesnějším (resp. užším) predikčním intervalem pro index Russell 3000 v porovnání s indexem NASDAQ Composite (viz komentář pod tabulkou 3.3.2.1). Menší hodnoty MAE a RMSE pro index Russell 3000 mohou být také zapříčiněny americkou akciovou základnou společností, jež emitují akcie tvořící index Russell 3000 (ve srovnání s indexem NASDAQ Composite, kde jsou emitenty nejen americké společnosti) v kombinaci se zvolenými indexy sentimentu, jež jsou sestavovány na základě dat zjištěných v rámci geografického území USA. Tento příklad ilustruje jeden z metodologických principů indexů sentimentu zmíněný v části 3.1, konkrétně příslušnost indexů sentimentu vzhledem ke geografické poloze trhu.

Tabulka 3.3.2.6. Srovnání MAE a RMSE pro NASDAQ Composite Index a Russell 3000 Total Market Index

	UMCSI	SVI „recession“	IPO	ARMA (resp. MA)
NASDAQ Composite MAE	0,0297	0,0050	0,0291	0,0301
Russell 3000 MAE	0,0259	0,0260	0,0257	0,0258
NASDAQ Composite RMSE	0,04087	0,04086	0,0406	0,0413
Russell 3000 RMSE	0,03692	0,03690	0,03687	0,03689

Zdroj: FRED (2016h; 2016i; 2016k), Warrington College of Business (2016), Google Trends (2016e), vlastní úprava

Tučně zvýrazněné hodnoty v tabulce 3.3.2.6 poukazují na schopnost proměnné IPO (hrubý objem) nejvěrohodněji reflektovat vývoj pozorovaných akciových indexů (NASDAQ Composite Index [část 3.3.1] a Russell 3000 Total Market Index). Predikční schopnost této proměnné se projevila i navzdory její statistické nevýznamnosti pro všechny odhadované modely (viz přílohu 5).

4. Návrh a implementace lineárního modelu s indexem sentimentu

Závěrečná část této práce je věnována verifikaci/falzifikaci hypotézy o vlivu behaviorálních faktorů na finančních trzích, respektive zkoumání schopnosti indexů sentimentu signalizovat budoucí směřování trhu. Záměrem je poukázat na případnou účelnost zahrnování behaviorálních hledisek do ekonomických úvah. K analýze byly sestaveny in-sample statické předpovědi, které behaviorální faktory v jednom případě zahrnovaly a v druhém nikoli. Výstupy těchto predikcí byly následně porovnány. Tato část si rovněž klade za cíl shrnout doposud učiněné poznatky vztahující se k predikčním schopnostem indexů sentimentu.

4.1. Volba indexů a charakteristika tržního prostředí

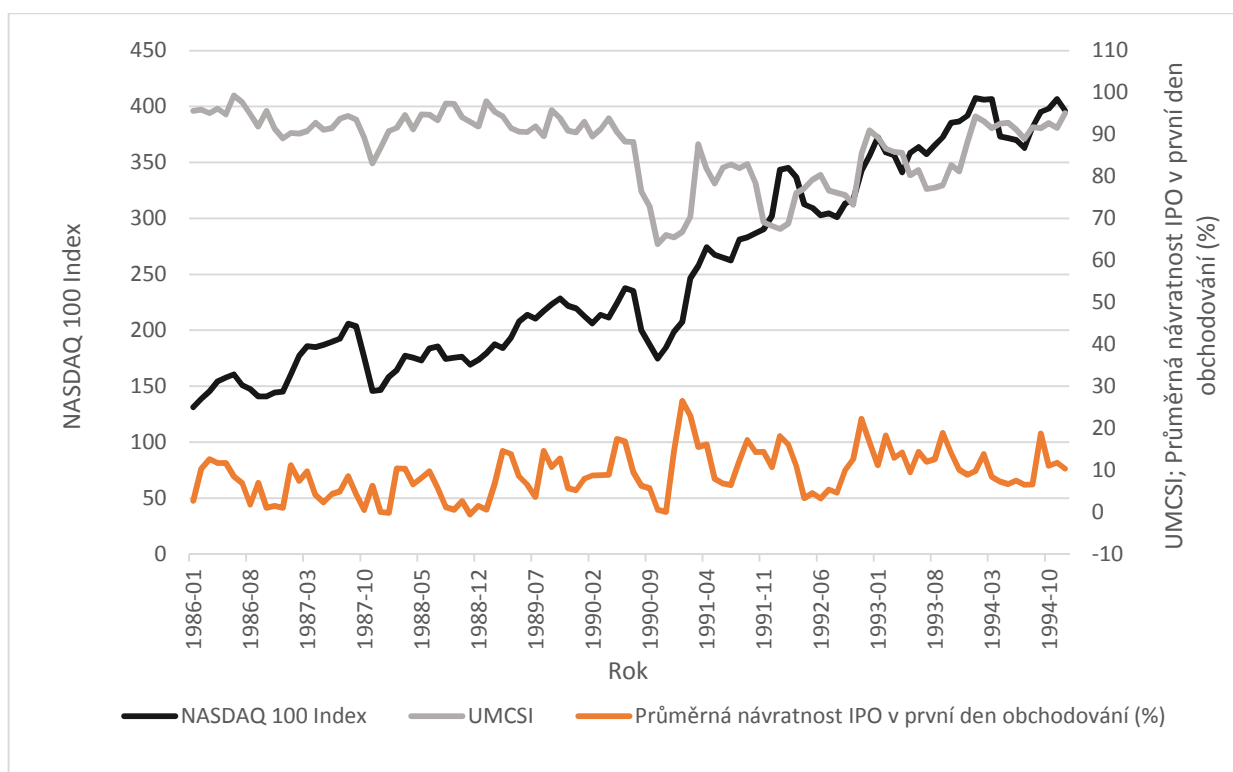
Pro modely in-sample predikcí byl zvolen akciový index NASDAQ 100, který (na základě pozorování učiněných v části 3.2.2.) svým trendem dokázal nejlépe vystihnout průběh tržních výkyvů. Z tohoto hlediska je možné jej považovat za index citlivý na změny tržního sentimentu (a tedy na vývoj indexů sentimentu). V důsledku je předpokládáno, že behaviorální faktory (vyjádřené skrze indexy sentimentu) představují signifikantní vysvětlující proměnné pro předpovědi vývoje indexu NASDAQ 100.

Výběr indexů sentimentu vychází z předpokladu, že dobré indexy sentimentu jsou v souladu s akciovými bublinami a krachy (Baker a Wurgler, 2006). Na bázi tohoto tvrzení a výsledků pozorování z části 3.2.2, byly zvoleny následující indexy: UMC SI, Průměrná procentuální návratnost prvního dne obchodování IPO (zástupce sentimentu) a SVI „recession“.

K modelování byla vybrána dvě období, a to v rámci této práce doposud nepozorované období 1986–1994 a již pozorované období 2006–2014. Za účelem nastínění stavu trhu v období 1986–1994 následuje jeho stručná charakteristika: 80. léta 20. století se vyznačovala býčím trhem, který se formoval především z titulu nízkých úrokových sazeb a masivního rozvoje fúzí, akvizic a zadlužených odkupů. Za těmito aktivitami stálo dobové přesvědčení o faktoru růstu společností založeném na získávání jiných společností. V důsledku těchto obchodů na trzích docházelo k rozptýlení velkého množství rizikových cenných papírů (spekulační obligace byly firmami prodávány i domácnostem), k růstu inflace a k všeobecnému přehřívání trhu. V roce 1986 (27. října) byla provedena deregulace londýnského trhu s cennými papíry, kdy se Londýnská burza (*London Stock Exchange* (LSE)) stala soukromou společností s ručením omezeným. Významné bylo zavedení automatické cenové kotace (prostřednictvím elektronického systému obchodování), došlo tak ke zrychlení a k zefektivnění obchodních

transakcí, což zprostředkovaně umožnilo dosahovat v rámci LSE vyšších denních obrátů. Tato deregulace však ještě podpořila převládající býčí trh a došlo k dalšímu růstu inflace. Na tento vývoj reagoval FED zvýšením úrokových sazeb, což vyvolalo obavy mezi doposud optimistickými investory. Ti zareagovali zajištěním svých portfolií a na trhu se brzy vytvořil přebytek prodejních příkazů. Celá situace vyústila 19. října 1987 v krach trhu – Černé pondělí (*Black Monday*) – kterým skončilo období býčího trhu 80. let. Mimo trh s cennými papíry byl také výrazně zasažen úvěrový trh v USA, což negativně ovlivnilo životní standard mnoha amerických domácností. Tyto (a další) faktory vedly k propuknutí ekonomické recese, jejíž nejhlubší pokles byl zaznamenán v roce 1990 (rovněž zřetelné z grafu 4.1.1). Na konci pozorovaného období nastaly další tržní výkyvy, například Asijská krize (1989) či spekulativní útoky na měny v rámci Evropského mechanismu směnných kurzů¹⁹ (1992), avšak tyto události měly spíše lokální než globální dopad. Časové řady pozorovaných proměnných v letech 1986–1994 ilustruje graf 4.1.1.

Graf 4.1.1. UMCSI, Průměrná návratnost IPO v první den obchodování (%) a NASDAQ 100 Index v letech 1986–1994 (měsíčně)

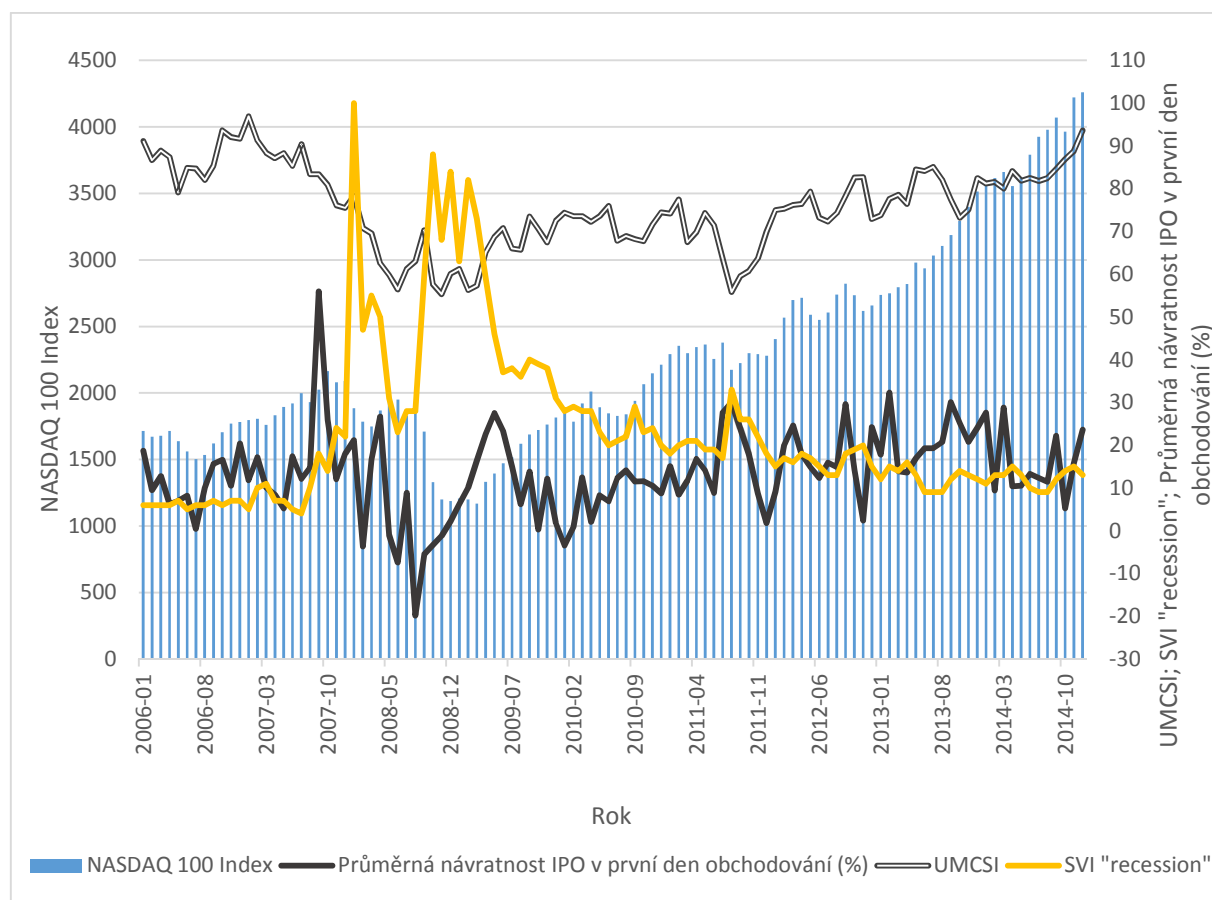


Zdroj: FRED (2016g; 2016k) a Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

¹⁹ European Exchange Rate Mechanism (ERM), od roku 1999 ERM II.

Období let 2006–2014 již bylo v předchozích částech charakterizováno, za nejpodstatnější události jsou pro účely této práce považovány Realitní bublina (2008) a následná Globální finanční krize. Graf 4.1.2 zobrazuje vývoj indexu NASDAQ 100, UMCSI, Průměrnou návratnost IPO v první den obchodování (%) a SVI „recession“ v letech 2006–2014 (v předchozím období 1986–1994 nebylo možné SVI „recession“ do pozorování zahrnout, jelikož je tento index publikován až od roku 2004).

Graf 4.1.2. UMCSI, Průměrná návratnost IPO v první den obchodování (%), SVI „recession“ a NASDAQ 100 Index v letech 2006–2014 (měsíčně)



Zdroj: FRED (2016g; 2016k), Warrington College of Business (2016) a Google Trends (2016e), vlastní úprava

4.2. Odhad modelů

Ke zhodnocení významu behaviorálních faktorů (indexů sentimentu) v procesu tvorby tržních prognóz, byly pro období zvolená v části 4.1 odhadnuty modely s indexy sentimentu (vysvětlující proměnné) a bez indexů sentimentu (pouze na základě AR/MA/ARMA procesu). Odhady modelů vycházející ze signifikantních vysvětlujících proměnných pro index NASDAQ 100 (závislá proměnná) za období 1986–1994 (resp. 1986–1992, jelikož poslední dva roky z období byly predikovány) shrnují tabulky 4.2.1, 4.2.2 a 4.2.3. Tabulky 4.2.4, 4.2.5, 4.2.6 a 4.2.7 shrnují odhady modelů pro období 2006–2014 (resp. 2006–2012). Odhady modelů vycházející z nesignifikantních vysvětlujících proměnných jsou součástí přílohy 6 a přílohy 7.

V následující části 4.3 byly provedeny in-sample statické predikce, na jejichž základě byla zjištěna významnost indexů sentimentu pro tyto modely (vyhodnoceno podle nejnižších chyb predikce MAE, resp. RMSE). Všechny predikce byly s výjimkou jednoho modelu (viz tabulku 4.2.5) sestaveny na základě modelů se statisticky nevýznamnými vstupními proměnnými indexů sentimentu, jež jsou součástí přílohy 6 a přílohy 7 (tyto vstupní proměnné mohou i přes svou statistickou nevýznamnost napomoci k dosažení lepších predikčních výsledků, a to za předpokladu, že jejich prostřednictvím dochází k přesnějšímu vystihnutí trendu vysvětlované proměnné; podrobněji komentováno v části 3.2.4.). Schopnost jednotlivých modelů vysvětlovat pozorovanou závislou proměnnou byla hodnocena podle hodnoty AIK/SK/HQK a upraveného R^2 .

Účelem sledování dvou odlišných období (s odlišnými tržními charakteristikami) bylo zjistit, zda behaviorální faktory zaznamenají prudké tržní výkyvy v odlišném rozsahu ve srovnání s obdobími relativní stálosti (za dynamičtější je považováno období 2006–2014 z důvodu Realitní bubliny a Globální finanční krize).

Tabulka 4.2.1. Odhad modelu na základě AR, (1986–1992)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 1986-03 1992-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 82		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0642	4,3047	0,0149	0,9881
AR (1)	1,2318	0,0986	12,4907	0,0000
AR (2)	-0,4916	0,0985	-4,9905	0,0000
Koeficient determinace (R^2)	0,7543	Střední hodn. závislé prom.		-0,3202
Upravený R^2	0,7481	Směrodatná odchylka záv. prom.		20,1595
Standardní chyba regrese	10,1181	Akaikeho info kritérium		7,5024
Log pravděpodobnost	-304,5995	Schwarzovo kritérium		7,5905
F-statistika	121,2736	Hannan-Quinn kritérium		7,5378
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,1136

Zdroj: FRED (2016g), vlastní úprava

Odhad modelu vycházející z autoregresního procesu (viz tabulku 4.2.1), je podle hodnoty pravděpodobnosti F-statistiky ($p=0,0000$) významný vzhledem k vysvětlované proměnné. Výše směrodatné odchylky závislé proměnné ($\sigma=20,1595$) je poměrně vysoká vzhledem ke střední hodnotě této proměnné ($\mu=-0,3202$) a signalizuje větší rozptyl v pozorovaných hodnotách. 95% interval spolehlivosti tohoto rozdělení leží v rozmezí hodnot $<-40,6392; 39,9988>$. Upravený koeficient determinace ($R^2=0,7481$) poukazuje na relativně velkou schopnost modelu vysvětlovat změny v závislé proměnné (téměř 75% změn v závislé proměnné lze vysvětlit prostřednictvím modelu), a to i přes značný rozptyl hodnot.

Tabulka 4.2.2. Odhad modelu na základě Průměrné návratnosti IPO v první den obchodování (%), (1986–1992)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 1986-03 1992-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 82		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-4,0874	4,8967	-0,8347	0,4064
IPO	0,5079	0,2360	2,1519	0,0345
AR (1)	1,2222	0,1017	12,0126	0,0000
AR (2)	-0,4652	0,1011	-4,6007	0,0000
Koeficient determinace (R^2)	0,7682	Střední hodn. závislé prom.		-0,3202
Upravený R^2	0,7592	Směrodatná odchylka záv. prom.		20,1595
Standardní chyba regrese	9,8916	Akaikeho info kritérium		7,4688
Log pravděpodobnost	-302,2208	Schwarzovo kritérium		7,5862
F-statistika	86,1471	Hannan-Quinn kritérium		7,5159
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,0511

Zdroj: FRED (2016g) a Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

Průměrná návratnost IPO v první den obchodování (%) je statisticky významnou vysvětlující proměnnou pro odhadnutý model vývoje indexu NASDAQ 100 (viz p (T-statistika)=0,0345 v tabulce 4.2.2). F-statistika, poukazující na schopnost modelu jako celku popisovat změny v závislé proměnné, je rovněž statisticky významná (p=0,0000). Hodnoty pro upravený R^2 (0,7592), AIK (7,4688), SK (7,5862) a HQK (7,5159) signalizují kvalitnější odhad modelu (vzhledem k závislé proměnné) ve srovnání s modelem vycházejícím z AR procesu (viz tabulku 4.2.1). Zpožděná hodnota vysvětlující proměnné IPO nebyla pro model popisující NASDAQ 100 Index signifikantní (viz přílohu 6), avšak i přes tuto skutečnost je hodnota upraveného R^2 příslušného modelu relativně vysoká ($R^2=0,7464$) a F-statistika významná (p=0,0000), jelikož do modelu vstupující další vysvětlující proměnné (konkrétně AR[1] a AR[2]).

Tabulka 4.2.3. Odhad modelu na základě UMCSI, (1986–1992)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 1986-03 1992-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 82		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,1576	4,3520	0,0362	0,9712
UMCSI	0,5250	0,2846	1,8447	0,0689
AR (1)	1,1873	0,1038	11,4386	0,0000
AR (2)	-0,4407	0,1033	-4,2665	0,0001
Koeficient determinace (R^2)	0,7642	Střední hodn. závislé prom.		-0,3202
Upravený R^2	0,7551	Směrodatná odchylka záv. prom.		20,1595
Standardní chyba regrese	9,9767	Akaikeho info kritérium		7,4859
Log pravděpodobnost	-302,9229	Schwarzovo kritérium		7,6033
F-statistika	84,2431	Hannan-Quinn kritérium		7,5331
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,1413

Zdroj: FRED (2016g; 2016k), vlastní úprava

Z hodnot v tabulce 4.2.3 vyplývá, že index UMCSI nebyl pro odhadnutý model indexu NASDAQ 100 v období 1986–1992 významným parametrem (za hodnotu pravděpodobnosti pro významný parametr je považována $p < 0,05$). V případě zpoždění proměnné UMCSI byla její významnost pro model ještě menší (viz přílohu 6). F-statistika celkového modelu je však statisticky významná (p=0,0000). Upravený koeficient determinace ($R^2=0,7551$) je relativně vysoký a poukazuje na schopnost modelu vysvětlit velkou část rozptylu závislé proměnné. V porovnání s předchozím modelem (viz tabulku 4.2.2), vycházejícím ze zástupce sentimentu IPO (Průměrná návratnost v první den obchodování [%]), je míra schopnosti modelu vysvětlit závislou proměnnou menší (hodnoceno na základě upraveného R^2 , AIK, SK a HQK).

V porovnání s modelem odhadnutým na základě AR procesu (viz tabulku 4.2.1) je však tato schopnost větší.

Obsah následujících tabulek (4.2.4 – 4.2.7) a k nim příslušné komentáře shrnují odhady modelů pro druhé pozorované období (2006–2012).

Tabulka 4.2.4. Odhad modelu na základě AR, (2006–2012)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 2006-03 2012-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 82		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-0,7611	64,7072	-0,0118	0,9906
AR (1)	1,1907	0,1057	11,2668	0,0000
AR (2)	-0,3417	0,1063	-3,2143	0,0019
Koeficient determinace (R^2)	0,8093	Střední hodn. závislé prom.		3,7691
Upravený R^2	0,8045	Směrodatná odchylka záv. prom.		199,9183
Standardní chyba regrese	88,3946	Akaikeho info kritérium		11,8374
Log pravděpodobnost	-482,3333	Schwarzovo kritérium		11,9255
F-statistika	167,6614	Hannan-Quinn kritérium		11,8728
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		1,9880

Zdroj: FRED (2016q), vlastní úprava

Model odhadnutý na základě AR procesu je dle pravděpodobnosti F-statistiky ($p=0,0000$) signifikantní vzhledem k závislé proměnné NASDAQ 100 Index, pozorované v období 2006–2012. Upravený koeficient determinace ($R^2=0,8045$) značí schopnost modelu vysvětlovat více jak 80 % rozptylu závislé proměnné. Tato schopnost je o více jak 5 % vyšší ve srovnání s totožným modelem (z hlediska vstupních parametrů a počtu pozorování) odhadnutým pro období 1986–1992. 95% interval spolehlivosti rozdělení leží mezi hodnotami $<-396,0675;403,6057>$ a v poměrném srovnání s intervalem v období 1986–1992 je širší.

Tabulka 4.2.5. Odhad modelu na základě Průměrné návratnosti IPO v první den obchodování (%), (2006–2012)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 2006-04 2012-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 81		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-20,6315	60,7886	-0,3394	0,7352
IPO (-1)	1,6182	0,9180	1,7628	0,0819
AR (1)	1,1884	0,1325	8,9674	0,0000
AR (2)	-0,3374	0,1369	-2,4646	0,0159
Koeficient determinace (R^2)	0,8181	Střední hodn. závislé prom.		4,3208
Upravený R^2	0,8110	Směrodatná odchylka záv. prom.		201,1011
Standardní chyba regrese	87,4192	Akaikeho info kritérium		11,8274
Log pravděpodobnost	-475,0108	Schwarzovo kritérium		11,9457
F-statistika	115,4519	Hannan-Quinn kritérium		11,8749
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,0093

Zdroj: FRED (2016g) a Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

Na rozdíl od modelu pro období 1986–1992 (tabulka 4.2.2), není nezpožděná hodnota IPO významným vstupním parametrem modelu odhadnutého pro období 2006–2012 (viz přílohu 7). Zpožděný parametr IPO rovněž není pro tento model významným (viz tabulku 4.2.5), avšak jeho nevýznamnost je méně kritická než v případě parametru nezpožděného (významnost parametru je hodnocena na bázi 5% hladiny významnosti, v případě uvažování 10% hladiny významnosti, lze parametr IPO (-1) za významný považovat). Celková signifikantnost modelu (se zpožděnou proměnnou) vzhledem k závislé proměnné je však dle pravděpodobnosti F-statistiky významná ($p=0,0000$). Hodnoty upraveného R^2 (0,8110) a AIK (11,8274) jsou v porovnání s předchozím modelem (viz tabulku 4.2.4) uspokojivější – přilnavost modelu k pozorovaným hodnotám indexu NASDAQ 100 je větší. Hodnoty SK (11,9457) a HQK (11,8749) jsou v porovnání s těmito hodnotami předchozího modelu (tabulka 4.2.4) méně uspokojivé (vyšší). Tato skutečnost je pravděpodobně způsobena větším „penalizačním“ faktorem zahrnutým v rovnicích pro výpočet těchto kritérií (diskutováno v části 3.2.4). Směrodatná odchylka závislé proměnné ($\sigma=201,1011$) a střední hodnota této proměnné ($\mu=4,3208$) se z důvodu menšího počtu pozorování (o jednotku) mírně liší.

Tabulka 4.2.6. Odhad modelu na základě UMCSI, (2006–2012)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 2006-03 2012-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 82		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-0,4085	60,5592	-0,0067	0,9946
UMCSI	4,5709	2,3094	1,9793	0,0513
AR (1)	1,1709	0,1338	8,7527	0,0000
AR (2)	-0,3263	0,1345	-2,4260	0,0176
Koeficient determinace (R^2)	0,8198	Střední hodn. závislé prom.		3,7691
Upravený R^2	0,8128	Směrodatná odchylka záv. prom.		199,9183
Standardní chyba regrese	86,4935	Akaikeho info kritérium		11,8056
Log pravděpodobnost	-480,0282	Schwarzovo kritérium		11,9230
F-statistika	118,2455	Hannan-Quinn kritérium		11,8527
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		1,9891

Zdroj: FRED (2016g; 2016k), vlastní úprava

Pro model odhadnutý v tabulce 4.2.6 není parametr UMCSI významnou vstupní proměnnou (avšak překročení hranice významnosti [$p < 0,05$] je nepatrné). V případě zpoždění tohoto parametru byla jeho nevýznamnost zřetelně vyšší (viz přílohu 7). Celková schopnost modelu (s nezpožděnou proměnnou) popisovat průběh závislé proměnné je však dle pravděpodobnosti F-statistiky významná ($p=0,0000$). Ve srovnání s předchozími modely, odhadnutými pro období 2006–2012 (viz tabulky 4.2.4 a 4.2.5), je schopnost modelu popisovat průběh závislé proměnné větší (hodnoceno na základě upraveného $R^2=0,8128$ [vyšší], $AIK=11,8056$ [nižší], $SK=11,9230$ [nižší] a $HQK=11,8527$ [nižší]).

Tabulka 4.2.7. Odhad modelu na základě SVI „recession“, (2006–2012)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 2006-02 2012-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 83		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-7,1390	65,2569	-0,1094	0,9132
SVI "recession"	-2,0937	0,5891	-3,5542	0,0006
AR (1)	0,8022	0,0747	10,7343	0,0000
MA (1)	0,4273	0,1121	3,8131	0,0003
Koeficient determinace (R^2)	0,8344	Střední hodn. závislé prom.		3,1755
Upravený R^2	0,8281	Směrodatná odchylka záv. prom.		198,7691
Standardní chyba regrese	82,4161	Akaikeho info kritérium		11,7084
Log pravděpodobnost	-481,8999	Schwarzovo kritérium		11,8250
F-statistika	132,6555	Hannan-Quinn kritérium		11,7553
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,0150

Zdroj: FRED (2016g) a Google Trends (2016e), vlastní úprava

Index SVI „recession“ je pro model shrnutý v tabulce 4.2.7 signifikantní vstupní proměnnou (p (T-statistika)=0,0006). Zpožděná hodnota tohoto parametru však pro model významná nebyla (viz přílohu 7). F-statistika modelu vzhledem k vysvětlované proměnné je rovněž významná ($p=0,0000$), model tedy poskytuje lepší vysvětlení vztahu mezi nezávislými proměnnými a závislou proměnnou v porovnání s modelem vycházejícím z prostého průsečíku těchto proměnných. Charakteristiky modelu, v podobě upraveného R^2 (0,8281), AIK (11,7084), SK (11,8250) a HQK (11,7553), jsou v rámci všech modelů odhadnutých ve zkoumaném období 2006–2012 nejvíce uspokojivé – model se vstupní proměnnou SVI „recession“ je tedy modelem, který popisuje vývoj závislé proměnné NASDAQ 100 Index nejadekvátněji.

4.3. Zhodnocení predikčních schopností jednotlivých modelů

Tato část je věnována zhodnocení optimálnosti in-sample predikcí učiněných na základě modelů odhadnutých v části 4.2, resp. v příslušných přílohách. Za kritérium optimálnosti byla zvolena nejnižší hodnota RMSE (důvod diskutován v části 3.2.4). Výsledky této analýzy shrnují tabulky 4.3.1 a 4.3.2.

Délka modelovaného období byla zvolena v rozsahu střednědobého hospodářského cyklu²⁰ (8-10 let). Tento cyklus je spojován zejména s investicemi a se změnami, které se ve vývoji trhu projeví ve vhodném časovém rozmezí vzhledem k účelům pozorování (na rozdíl od příčin dlouhodobých cyklů, které se do vývoje trhu promítají pozvolna v delším horizontu [20-50 let]). V případě volby dlouhodobého horizontu by navíc mohlo dojít k získání nepřesných predikčních výsledků. Jak uvádí Arlt a Arltová (2009), očekávaná přesnost předpovědi závisí na horizontu této předpovědi; čím je stanovený horizont delší, tím větší predikční chyby jsou očekávány.

Tabulka 4.3.1. Průměrná predikovaná hodnota, skutečná hodnota, MAE a RMSE in-sample statických předpovědí NASDAQ 100 Index (1992–1994)

	AR	IPO	UMCSI	Průměrná skutečná hodnota
Průměrná predikovaná hodnota	2,8867	3,0694	2,9863	2,6401
MAE	9,5212	9,2437	9,5446	
RMSE	11,5489	11,3667	11,4748	

Zdroj: FRED (2016h; 2016k), Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

²⁰ Juglarovy cykly.

Tabulka 4.3.2. Průměrná predikovaná hodnota, skutečná hodnota, MAE a RMSE in-sample statických předpovědí NASDAQ 100 Index (2012–2014)

	AR	IPO	UMCSI	SVI „recession“	Průměrná skutečná hodnota
Průměrná predikovaná hodnota	-24,9413	-23,0774	-24,9253	-25,3725	-18,0278
MAE	60,0886	66,3470	58,6672	59,4259	
RMSE	83,9504	93,2901	83,3579	83,2391	

Zdroj: FRED (2016h; 2016k), Warrington College of Business (2016) a Google Trends (2016e), vlastní úprava

Predikce s nejnižšími hodnotami MAE a RMSE (tučně vyznačené hodnoty v tabulce 4.3.1 a 4.3.2) jsou považovány za vhodné vzhledem k predikované hodnotě NASDAQ 100 Index. Optimální predikce byly vyhodnoceny na bázi RMSE, kdy pro pozorované období 1992–1994 šlo o predikci na základě zástupce sentimentu IPO a pro období 2012–2014 o predikci na základě SVI „recession“. Predikce vycházející pouze z autoregresního procesu vyšla v případě období 1992–1994 jako nejméně vhodná a v období 2012–2014 jako druhá nejméně vhodná. Na základě získaných výsledků je tedy možné považovat behaviorální faktory za smysluplné vysvětlující proměnné modelů, jejichž cílem je popisovat vývoj akciových indexů (závislé proměnné). Behaviorální faktory (v podobě indexů sentimentu) je rovněž možné využít k predikčním účelům, a to i přes statistickou nevýznamnost zpožděných hodnot indexů sentimentu (vysvětlujících proměnných), které je nutné zahrnout jako vstupní parametry do modelů sloužících k následným předpovědím. V případě tvorby modelů na základě vysokofrekvenčních dat, by zpožděné hodnoty indexů sentimentu pravděpodobně představovaly statisticky významnější vstupní parametry, čímž by mohlo být dosaženo přesnějších predikčních výsledků.

Jelikož byla zkoumána dvě stejně dlouhá období (a odhad příslušných modelů vycházel ze stejných principů), je z výsledků dále možné vyhodnotit období let 2012–2014 jako období s většími tržními výkyvy, a to na základě vyšších hodnot MAE a RMSE vzhledem k těmto hodnotám z období 1992–1994 (a současně za platnosti předpokladu, že náhlá a výrazná změna v relativně stabilním vývoji nebude modelem vystižena s přesností). Tomuto tvrzení nasvědčují i charakteristiky daných období popsané v části 4.2.

Pro důkladnější zhodnocení přesností predikcí vzhledem k dynamice vývoje ve specifikovaném období 2006–2014, byly zjištěny hodnoty MAE a RMSE in-sample statických predikcí indexu NASDAQ 100 (odhadnuté modely v části 4.2, resp. v příslušných přílohách)

v úžeji vymezených časových intervalech, konkrétně v období říjen 2006 – prosinec 2007 a říjen 2008 – prosinec 2009 (období byla pro srovnatelnost zvolena v totožné časové délce). Období říjen 2008 – prosinec 2009 je považováno za období s výraznějšími změnami v tržním vývoji vzhledem k období říjen 2006 – prosinec 2007, jelikož se jedná o odhadovanou dobu odhalení Realitní bubliny (jsou tedy očekávány vyšší hodnoty MAE a RMSE). Příslušné hodnoty MAE a RMSE jsou obsahem tabulek 4.3.3 a 4.3.4.

Tabulka 4.3.3. Průměrná predikovaná hodnota, skutečná hodnota, MAE a RMSE in-sample statických předpovědí NASDAQ 100 Index (říjen 2006 – prosinec 2007)

	AR	IPO	UMCSI	SVI „recession“	Průměrná skutečná hodnota
Průměrná predikovaná hodnota	123,1427	123,6330	122,5982	122,8397	162,3216
MAE	61,6612	52,1470	62,9847	61,6249	
RMSE	76,0085	65,4075	75,7364	76,2205	

Zdroj: FRED (2016h; 2016k), Warrington College of Business (2016) a Google Trends (2016e), vlastní úprava

Nejmenší chyba predikce (na bázi MAE i RMSE) vývoje indexu NASDAQ 100 v období říjen 2006 – prosinec 2007 byla zjištěna pro model s vysvětlující proměnnou IPO. Ke grafické ilustraci rozdílů predikčních chyb modelu s indexem sentimentu a bez indexu sentimentu byly vybrány časové řady pro predikci na základě IPO a AR v období říjen 2006 – prosinec 2007, jejichž průběh, spolu s reálně napozorovanými hodnotami pro predikovanou proměnnou NASDAQ 100 Index, zobrazuje příloha 8.

Tabulka 4.3.4. Průměrná predikovaná hodnota, skutečná hodnota, MAE a RMSE in-sample statických předpovědí NASDAQ 100 Index (říjen 2008 – prosinec 2009)

	AR	IPO	UMCSI	SVI „recession“	Průměrná skutečná hodnota
Průměrná predikovaná hodnota	-227,1037	-224,9362	-227,7817	-228,1141	-260,7730
MAE	61,8791	65,1205	60,7405	60,8481	
RMSE	95,1021	102,5156	93,7544	93,0304	

Zdroj: FRED (2016h; 2016k), Warrington College of Business (2016) a Google Trends (2016e), vlastní úprava

Z hodnot v tabulce 4.3.4 je zřejmé, že období říjen 2008 – prosinec 2009 bylo charakteristické nepříhodnou situací na trhu (negativní hodnota indexu NASDAQ 100).

Hodnoty RMSE jsou v porovnání s obdobím říjen 2006 – prosinec 2007 rovněž výraznější (druhá mocnina ve vzorci k výpočtu RMSE [resp. MSE] akcentuje odlehle hodnoty predikcí [větší predikční chyby]). Nej kvalitnější predikce vzhledem k reálně napozorovaným datům pro index NASDAQ 100 (v období říjen 2008 – prosinec 2009) byla sestavena na základě indexu sentimentu SVI „recession“.

Po komparaci nejnižších hodnot MAE a RMSE za všechna období pozorovaná v rámci podkapitoly 4.3 (tučně zvýrazněné hodnoty v tabulkách 4.3.1, 4.3.2, 4.3.3 a 4.3.4) je možné konstatovat, že adekvátnost indexů sentimentu vzhledem k sestavování predikcí závisí (vedle geografické příslušnosti posuzovaného trhu, konkrétního akciového indexu aj.) rovněž na specifikách zkoumané časové periody. Indexy sentimentu je tedy vhodné kombinovat (např. ve formě kompozitních indexů) za účelem zajištění optimálních výsledků. Tímto způsobem lze rovněž eliminovat predikční chyby.

5. Závěr

Předmětem bakalářské práce bylo definování role behaviorálních faktorů na finančních trzích. Stanoveným cílem byla identifikace účelnosti a významu behaviorálních faktorů, vyjádřených prostřednictvím indexů sentimentu, vzhledem k indikaci tržního vývoje. Záměrem bylo rovněž pojednat o případných predikčních schopnostech těchto indexů.

V teoretické části práce (2. kapitola) byla představena disciplína behaviorálních financí v kontextu behaviorálních faktorů. Vedle nastínění východisek této teorie byly zkoumány behaviorální předsudky a heuristiky a jejich případné implikace pro finanční trhy. Byla zjištěna významnost behaviorálních faktorů v procesu rozhodování jedince, a to zejména prostřednictvím experimentů z oblasti psychologického a sociologického výzkumu. Experimenty prokázaly, že exaktně neměřitelné behaviorální faktory (např. pudy a emoce) jsou příčinami lidského jednání, jež je v rozporu s předpoklady racionálních očekávání. Studované experimenty rovněž poukázaly na skutečnost, že tento druh jednání není ojedinělý (včetně prostředí finančních trhů). Z teoretického hlediska je tedy možné pokládat behaviorální faktory za smysluplné součásti ekonomických úvah.

V rámci empirické části práce (část 3.2) byly studovány souvislosti mezi úrovní sentimentu a paralelním vývojem tržních ukazatelů, na jejichž základě byly definovány platné kauzální vztahy. Postupně byly identifikovány souvislosti mezi sentimentem a výskytem tržních anomálií (bublin a krachů), IPO, volatilitou cen akcií, likviditou, cenou zlata a cenou ropy a také byly popsány vztahy mezi jednotlivými indexy sentimentu. Pozorované kauzality byly v souladu s hypotézami, jež byly diskutovány v teoretické části práce (druhá kapitola). V závěrečné části třetí kapitoly byla detailněji zkoumána signifikantnost indexů sentimentu vůči vybraným akciovým indexům. Na základě učiněných poznatků byla prokázána přítomnost behaviorálních faktorů na finančních trzích a jejich schopnost reflektovat aktuální tržní situaci. Výsledky grafické a korelační analýzy potvrdily obdobné vývojové tendence indexů sentimentu s dalšími tržními ukazateli či instrumenty vzhledem k vývoji trhu. Nezpožděné hodnoty indexů sentimentu byly v rámci provedené regresní analýzy statisticky významnými vstupními proměnnými pro odhadované modely vývoje akciových indexů a potvrdily předchozí závěry grafické a korelační analýzy.

V závěrečné části práce (4. kapitola) byla zjištěna schopnost indexů sentimentu signalizovat budoucí směřování trhu, a to i navzdory prvotní statistické nevýznamnosti indexů sentimentu jakožto vysvětlujících proměnných predikčních modelů. Predikce vycházející

z modelů zahrnujících indexy sentimentu v podobě vstupních parametrů, byly podle hodnotícího kritéria RMSE ve všech případech přesnější, než predikce založené na prostých AR, MA, či ARMA procesech. Případné nedostatky odhadnutých modelů, a z nich vycházejících analýz, by mohly vyplývat z jednoduchosti modelových charakteristik. Přesnost analýz by mohla být zvýšena za předpokladu uvážení jiných než lineárních funkčních vztahů mezi proměnnými, vyšší frekvence zvolených časových řad, nalezení vhodné délky zpoždění vysvětlujících proměnných, specifické volby pozorovaného období či sestavení komplexních kompozitních indexů. I přes elementární úroveň sestavených modelů však byly predikční schopnosti indexů sentimentu (behaviorálních faktorů) prokázány.

Na základě výsledků odhadů modelů a predikčních schopností jednotlivých indexů sentimentu, lze za nejvhodnější měřítko sentimentu považovat ukazatel IPO (hrubý objem či průměrná procentuální návratnost prvního dne obchodování). Tento ukazatel primárně představuje stav nabídky akcií vydávaných společnostmi, jež nově vstupují na burzu. Skupina akcií tvořících IPO je pokládána za akcie citlivě reagující na tržní nálady - IPO tedy reflektuje sentiment zprostředkovaně (je zástupce sentimentu) a vzhledem ke své vysoké vypovídací schopnosti, která byla prokázána i v této práci, je obecně pokládán za měřítko sentimentu vhodné k sestavování kompozitních indexů sentimentu.

Na bázi provedených analýz lze konstatovat, že behaviorální faktory jsou přítomny v prostředí finančních trhů. Jejich přítomnost je, i přes omezení plynoucí z metodologie měření sentimentu, částečně kvantifikovatelná. Zjištěná úroveň sentimentu indikuje současný stav trhu a navíc může být využita k předpovědi budoucího tržního směřování (resp. vývoje specifických tržních instrumentů). Uplatnění těchto předpovědí se však omezuje na využití modelů vycházejících z krátkých zpoždění vysvětlujících proměnných. Výsledná přesnost odhadovaných modelů a následných predikcí s rostoucím zpožděním vysvětlujících proměnných (indexů sentimentu) klesá.

Seznam použité literatury

Odborná kniha

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.

BAKER, H. Kent and John R. NOFSINGER, eds. *Behavioral finance: investors, corporation and markets*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2010. ISBN 978-0-470-49911-5.

BLOOMFIELD, Robert and Alyssa ANDERSON. Experimental Finance. In: BAKER, H. Kent and John R. NOFSINGER, eds. *Behavioral finance: investors, corporation and markets*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2010. ISBN 978-0-470-49911-5.

GLASER, Markus and Martin WEBER. Overconfidence. In: BAKER, H. Kent and John R. NOFSINGER, eds. *Behavioral finance: investors, corporation and markets*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2010. ISBN 978-0-470-49911-5.

HARRELL, Frank E. Jr. *Regression Modeling Strategies: with applications to linear models, logistic regression and survival analysis*. New York: Springer-Verlag New York, Inc., 2001. ISBN 0-387-95232-2.

CHANDRA, Prasanna. *Behavioural Finance*. New Delhi: McGraw Hill Education (India) Private Limited, 2016. ISBN 978-93-85965-60-9.

CHEN, James M.. *Finance and the Behavioral Prospect: Risk, Exuberance, and Abnormal Markets*. London: Springer, 2016. 328 p. ISBN 978-3-319-32711-2.

JUST, David R. *Introduction to behavioral economics: noneconomic factors that shape decisions*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2014. ISBN 978-0-470-59622-7.

KAHNEMAN, D., P. SLOVIC and A. TVERSKY. *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*. Cambridge: Cambridge University Press, 1982. ISBN 0-521-28414-7.

MACKAY, Charles. *Memoirs of Extraordinary Popular Delusions and the Madness of Crowds*. Second edition. London: Office of the National Illustrated Library, 1852.

PETERSON, Richard I. Neuroeconomics and Neurofinance. In: BAKER, H. Kent and John R. NOFSINGER, eds. *Behavioral finance: investors, corporation and markets*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2010. ISBN 978-0-470-49911-5.

POMPIAN, Michael M. *Behavioral Finance and Wealth Management: How to Build Optimal Portfolios That Account for Investor Biases*. Second Edition. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2012. ISBN 978-1-118-1822-7.

RICCIARDI, Victor. The Psychology of Risk. In: BAKER, H. Kent and John R. NOFSINGER, eds. *Behavioral finance: investors, corporation and markets*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2010. ISBN 978-0-470-49911-5.

SCOTT, Page E. *The Difference: How the Power of Diversity Creates Better Groups, Firms, Schools and Societies*. Princeton: Princeton University Press, 2007. ISBN 978-0-691-13854-1.

SHEFRIN, Hersh and Meir STATMAN. The Style of Investor Expectations. In: COGINN, Daniel T. and Frank J. FABOZZI, eds. *The Handbook of Equity Style Management*. Third Edition. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2003. ISBN 0-471-26804-6.

SHEFRIN, Hersh. Behavioralizing Finance. In: *Foundations and Trends® in Finance*. Hanover: now Publishers Inc., 2009, p. 1-184. ISBN 978-1-60198-330-5.

SCHWARTZ, Hugh. Heuristics or Rules of Thumb. In: BAKER, H. Kent and John R. NOFSINGER, eds. *Behavioral finance: investors, corporation and markets*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2010. ISBN 978-0-470-49911-5.

SMITH, Adam. *The Theory of Moral Sentiments*. Sixth edition. London: A. Millar, 1790. ISBN 0-486-45291-3.

SUROWIECKI, James. *The Wisdom of Crowds*. New York: Anchor Books (Random House, Inc., New York), 2004. ISBN 0-385-72170-6.

ŠPALEK, Jiří. *Veřejné statky. Teorie a experiment*. Praha: C. H. Beck, 2011. 204 s. ISBN 978-80-7400-353-0.

Článek v odborném periodiku/ve sborníku

AGRAWAL, Khushbu. A Conceptual Framework for Behavioral Biases in Finance. *The IUP Journal of Behavioral Finance*. 2012, vol. 9, no. 1, p. 7-18. ISSN 0972-9089.

ARMSTRONG, J. Scott. The Seer-Sucker Theory: The Value of Experts in Forecasting. *Technology Review*. 1980, vol. 83, p. 16-24. ISSN 0040-1692.

BAKER, Malcolm and Jeffrey WURGLER. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns. *The Journal of Finance*. 2006, vol. 61, no. 4, p. 1645-1680. ISSN 0022-1082.

BAKER, Malcolm and Jeffrey WURGLER. Investor Sentiment in the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives*. 2007, vol. 21, no. 2, p. 129-151. ISSN 0895-3309.

BEER, Francisca and Mohamed ZOUAOUI. Measuring Stock Market Investor Sentiment. *The Journal of Applied Business Research*. 2013, vol. 29, no. 1, p. 51-67. ISSN 2157-8834.

BROWN, Gregory W. and Michael T. CLIFF. Investor Sentiment and Asset Valuation. *Journal of Business*. 2005, vol. 78, no. 2, p. 405-440. ISSN 0021-9398.

BRUSA, J., P. LIU and S. CRAIG. Weekend Effect, 'Reverse' Weekend Effect, and Investor Trading Activities. *Journal of Business Finance & Accounting*. 2005, vol. 32, no. 7/8, p. 1495-1517. ISSN 0306-686X.

COWLES, Alfred. Can stock market forecasters forecast? *Econometrica*. 1933, vol. 1, p. 309-324. ISSN 1468-0262.

DA, Z., J. ENGELBERG and P. GAO. The Sum of All FEARS Investor Sentiment and Asset Prices. *Review of Financial Studies*. 2015, vol. 28, no. 1, p. 1-32. ISSN 0893-9454.

DE LONG et al. Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*. 1990, vol. 98, no. 4. ISSN 0022-3808.

FAMA, Eugene F. The Behavior of Stock-Market Prices. *Journal of Business*. 1965, vol. 38, no. 1, p. 34-105. ISSN 0021-9398.

HERSHEY, Douglas A. and David A. WALSH. Knowledge versus Experience in Financial Problem Solving Performance. *Current Psychology*. 2000/2001, vol. 19, no. 4, p. 261-291. ISSN 1936-4733.

HERWARTZ, Helmut and Konstantin A. KHOLODILIN. In-Sample and Out-of-Sample Prediction of stock Market Bubbles: Cross-Sectional Evidence. *Journal of Forecasting*. 2014, vol. 33, no. 1, p. 15-31. ISSN 0277-6693.

JAIN, R., P. JAIN and Ch. JAIN. Behavioral Biases in the Decision Making of Individual Investors. *The IUP Journal of Management Research*. 2015, vol. 14, no. 3, p. 7-27. ISSN 0972-5342.

JOHNSON, Mark A. and Atsuyuki NAKA. Downside Risk: What the Consumer Sentiment Index Reveals. *Financial Services Review*. 2014, vol. 23, no. 1, p. 45-61. ISSN 10570810.

JORDANOVA, Jordan and Marco VALENTINI. Stock Market Indices and Sentiment Indicators: Correlations and Causality. *Economic Studies*. 2013, vol. 22, no. 3, p. 3-24. ISSN 02053292.

KAHNEMAN, D., J. L. KNETSCH and R. H. THALER. The Endowment Effect, Loss Aversion and Status Quo Bias: Anomalies. *Journal of Economic Perspectives*. 1991, vol. 5, no. 1, p. 193-206. ISSN 0895-3309.

KAHNEMAN, Daniel and Amos TVERSKY. PROSPECT THEORY: AN ANALYSIS OF DECISION UNDER RISK. *Econometrica*. 1979, vol. 47, no. 2, p. 263-291. ISSN 0012-9682.

KAHNEMAN, Daniel and Amos TVERSKY. Rational Choice and the Framing of Decisions. *Journal of Business*. 1986, vol. 59, no. 4. ISSN 0021-9398.

LIU, Shuming. Investor Sentiment and Stock Market Liquidity. *The Journal of Behavioral Finance*. 2015, vol. 16, no. 1, p. 51-67. ISSN 15427560.

MORRIS, John J. and Pervaiz ALAM. Value Relevance and the Dot-Com Bubble of the 1990s. *Quarterly Review of Economics and Finance*. 2012, vol. 52, no. 2, p. 243-255. ISSN 10629769.

NAIK, Rama N. Study of Anomalies in Stock Market. *International Journal of Multidisciplinary Approach and Studies*. 2014, vol. 1, no. 6, p. 269-283. ISSN 2348-537X.

ODEAN, Terrance. Are Investors Reluctant to Realize Their Losses? *Journal of Finance*. 1998, vol. 53, no. 5, p. 1775-1798. ISSN 0022-1082.

ODEAN, Terrance. Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders Are Above Average. *Journal of Finance*. 1998, vol. 53, no. 6, p. 1887-1934. ISSN 0022-1082.

OLSEN, Robert A. Behavioral Finance and Its Implications for Stock-Price Volatility. *Financial Analysts Journal*. 1998, vol. 54, no. 2, p. 10-18. ISSN 0015-198X.

OSKAMP, Stuart. Overconfidence in Case-Study Judgments. *Journal of Consulting Psychology*. 1965, vol. 29, no. 3, p. 261-265. ISSN 0095-8891.

QIU, Lily and Ivo WELCH. Investor Sentiment Measures [online]. Cambridge: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH, 2004 [cit. 11. 12. 2016]. Dostupné z <http://www.nber.org/papers/w10794>.

REINGANUM, Marc R. and Partha GANGOPADHYAY. On Information release and the January Effect: Accounting-Information Hypothesis. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 1991, vol. 1, no. 2, p. 169-176. ISSN 0924-865X.

SARR, Abdourahmane and Tonny LYBEK. Measuring Liquidity in Financial Markets. Washington, 2002. Working paper 02/232. International Monetary Fund,

SHEFRIN, H. and Meir STATMAN. The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence. *Journal of Finance*. 1985, vol. 40, no. 3, p. 777-790. ISSN 0022-1082.

SHILLER, Robert J. From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *Journal of Economic Perspectives*. 2003, vol. 17, no. 1, p. 83-104. ISSN 0895-3309.

SIMON, Herbert. A BEHAVIORAL MODEL OF RATIONAL CHOICE. *Quarterly Journal of Economics*. 1955, vol. 69, no. 1, p. 99-118. ISSN 0033-5533

THALER, Richard H. and H. M. SHEFRIN. An economic Theory of Self-Control. *Journal of Political Economy*. 1981, vol. 89, no. 2. ISSN 0022-3808.

THALER, Richard. Toward a Positive Theory of Consumer Choice. *Journal of Economic Behavior and Organization*. 1980, vol. 1, no. 1, p. 39-60. ISSN 0167-2681.

VIKASH, R., X. Xu and I. A. MOOSA. Neoclassical finance, behavioral finance and noise traders: A review and assessment of the literature. *International Review of Financial Analysis*. 2015, vol. 41, p. 89-100. ISSN 10575219.

Elektronické dokumenty a ostatní

BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM, 2016. Selected Interest Rates [online]. [cit. 14. 12. 2016]. Dostupné z: <https://www.federalreserve.gov/datadownload/Download.aspx?rel=H15&series=d7e27b7b09>

a3a7feae95b9c61781fcd8&filetype=sheetml&label=include&layout=seriescolumn&from=01/01/2000&to=12/31/2016.

FEDERAL RESERVE BANK OF CLEVELAND. The Cleveland Financial Stress Index: A Tool for Monitoring Financial Stability [online]. [cit. 30. 11. 2016]. Dostupné z <https://www.clevelandfed.org/newsroom-and-events/publications/economic-commentary/2012-economic-commentaries/ec-201204-the-cleveland-financial-stress-index-a-tool-for-monitoring-financial-stability.aspx>.

FRED, 2016a. CBOE Crude Oil ETF Volatility Index© [online]. [cit. 12. 12. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/OVXCLS#0>.

FRED, 2016b. CBOE Gold ETF Volatility Index© [online]. [cit. 2. 12. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/GVZCLS>.

FRED, 2016c. CBOE Volatility Index: VIX© [online]. [cit. 30. 11. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/VIXCLS>.

FRED, 2016d. Cleveland Financial Stress Index© [online]. [cit. 30. 11. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/CFSI#0>

FRED, 2016e. Contributions to the Cleveland Financial Stress Index: Interbank Liquidity Spread [online]. [cit. 30. 11. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/IBLSD678FRBCLE>.

FRED, 2016f. Gold Fixing Price 10:30 A.M. (London time) in London Bullion Market, based in U.S. Dollars© [online]. [cit. 2. 12. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/GOLDAMGBD228NLBM>.

FRED, 2016g. NASDAQ 100 Index© [online]. [cit. 30. 11. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/NASDAQ100>.

FRED, 2016h. NASDAQ Composite Index© [online]. [cit. 3. 12. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/NASDAQCOM>.

FRED, 2016i. Russell 3000® Total Market Index© [online]. [cit. 13. 12. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/RU3000TR#0>.

FRED, 2016j. S&P 500© [online]. [cit. 2. 12. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/SP500>.

FRED, 2016k. University of Michigan: Consumer Sentiment© [online]. [cit. 30. 11. 2016]. Dostupné z <https://fred.stlouisfed.org/series/UMCSENT/#0>.

GOOGLE TRENDS, 2016a. Bank [online]. [cit. 30. 11. 2016]. Dostupné z <https://www.google.com/trends/explore?date=all&geo=US&q=bank>.

GOOGLE TRENDS, 2016b. Gold prices [online]. [cit. 30. 11. 2016]. Dostupné z <https://www.google.com/trends/explore?date=all&geo=US&q=gold%20prices>.

GOOGLE TRENDS, 2016c. Investments [online]. [cit. 30. 11. 2016]. Dostupné z <https://www.google.com/trends/explore?date=all&geo=US&q=investments>.

GOOGLE TRENDS, 2016d. Oil price [online]. [cit. 12. 12. 2016]. Dostupné z <https://www.google.com/trends/explore?date=all&q=oil%20price>.

GOOGLE TRENDS, 2016e. Recession [online]. [cit. 30. 11. 2016]. Dostupné z <https://www.google.com/trends/explore?date=all&geo=US&q=recession>.

IMF [International Monetary Fund], 2016. IMF Primary Commodity Prices [online]. [cit. 12. 12. 2016]. Dostupné z <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

QUANDL, 2016. AAI Investor Sentiment Data [online]. [cit. 11. 12. 2016]. Dostupné z https://www.quandl.com/data/AAII/AAII_SENTIMENT-AAII-Investor-Sentiment-Data.

WARRINGTON COLLEGE OF BUSINESS, 2016. IPO Data [online]. [cit. 10. 12. 2016]. Dostupné z <https://site.warrington.ufl.edu/ritter/ipo-data/>.

Seznam zkratk

AAII	American Association of Individual Investors
AIK	Akaikeho informační kritérium
AR	Autoregressive process Autoregresní proces
ARMA	Autoregressive–Moving-average process Autoregresní proces klouzavých průměrů
CBOE VIX	Chicago Board Options Exchange Volatility Index
CEFD	Closed-end Fund Discount Diskont uzavřených podílových fondů
CFSI	Cleveland Financial Stress Index
CSE	Čtvercová chyba kolektivní předpovědi
DJIA	Dow Jones Industrial Average
DP	Dividend Premium Dividendová prémie
DWS	Durbin-Watsonova statistika
DZ	Denní změna
ES	Tržní kapitalizace na nové emisi
FEARS	Financial and Economic Attitudes Revealed by Search
FED	Federal Reserve System
GFP	Gold Fixing Price
HDP	Hrubý domácí produkt
HQK	Hannan-Quinn kritérium
ILS	Interbank Liquidity Spread
IPO	Initial Public Ofering První veřejná nabídka akcií
ISE	Čtvercová chyba individuální předpovědi
LIBOR	London Interbank Offered Rate
MA	Moving-average process Proces klouzavých průměrů
MAE	Mean Absolute Error Průměrná absolutní chyba
NASDAQ	National Association of Security Dealers Automated Quotations

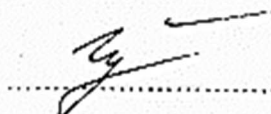
NIPO	Počet IPO
NYSE	New York Stock Exchange
PD	Prediction Diversity Rozdílnost predikcí
PJ	Peněžní jednotky
RIPO	Průměrná návratnost IPO prvního dne obchodování
RMSE	Root Mean Squared Error Střední kvadratická chyba
S&P 500	Standard and Poor's 500
SK	Schwarzovo kritérium
SVI	Search Volume Index
TN	Trénování nováčci
UMCSI	University of Michigan Consumer Sentiment Index
USA	United States of America Spojené státy americké

Prohlášení o použití výsledků bakalářské práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou bakalářskou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, bakalářskou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že bakalářská práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího bakalářské práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o bakalářské práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, bakalářskou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 5.5.2017

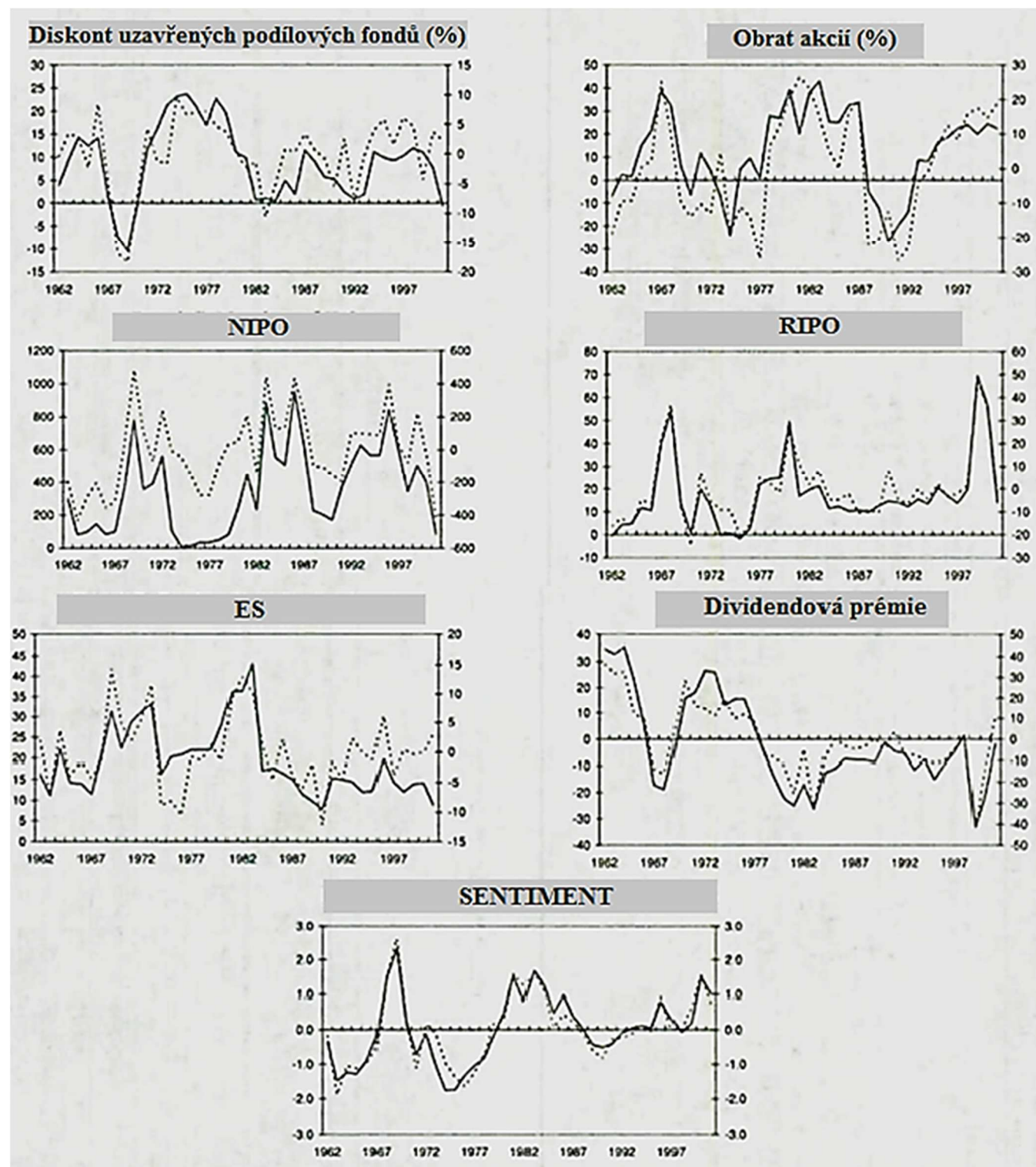

.....
Michaela Mostýnová

Seznam příloh

- Příloha 1: Časové řady proměnných kompozitního indexu a kompozitní index (SENTIMENT) v období 1962–2001
- Příloha 2: Třicet relevantních vyhledávacích výrazů užitých k sestavení FEARS indexu
- Příloha 3: Výstup regresní analýzy NASDAQ 100 Index a zpožděný CBOE NASDAQ 100 VIX
- Příloha 4: Odhady modelu vývoje δt NASDAQ Composite Index na základě zpožděných δt indexů sentimentu (UMCSI, SVI „recession“, IPO [hrubý objem])
- Příloha 5: Odhady modelu vývoje δt Russel 3000 Total Market Index na základě zpožděných δt indexů sentimentu (UMCSI, SVI „recession“, IPO [hrubý objem])
- Příloha 6: Odhady modelu vývoje indexu NASDAQ 100 v období 1986–1992 na základě nesignifikantních vstupních parametrů
- Příloha 7: Odhady modelu vývoje indexu NASDAQ 100 v období 2006–2012 na základě nesignifikantních vstupních parametrů
- Příloha 8: Predikce na základě IPO a AR a Index NASDAQ 100 v období říjen 2006 – prosinec 2007 (měsíčně)

Přílohy

Příloha 1 Časové řady proměnných kompozitního indexu a kompozitní index (SENTIMENT) v období 1962–2001



Poznámka: Levá vertikální osa v jednotlivých grafech představuje měřítko pro dané časové řady, jejichž křivky jsou ilustrovány plnou čarou. Pravá vertikální osa je měřítkem reziduí regrese, které zobrazuje přerušovaná křivka. Pro účely modelu byla časová řada pro obrat akcií na NYSE logaritmizována.

Zdroj: Baker a Wurgler (2006), vlastní úprava

Za účelem ilustrace charakteristických vlastností jednotlivých proměnných kompozitního indexu SENTIMENT (viz přílohu 1) a zhodnocení jejich adekvátnosti vzhledem k tomuto kompozitnímu indexu, následuje stručná charakteristika pozorovaného období (1962–2001): na začátku období byla úroveň sentimentu na trzích nízká (zapříčiněno pádem cen růstových akcií na počátku 60. let 20. století). V tomto období se všechny proměnné vyvíjely očekávaným směrem (např. nízká úroveň sentimentu doprovázená nízkou hodnotou NIPO a RIPO). Mezi lety 1967 a 1968 došlo k radikálnímu nárůstu cen akcií v oblasti počítačových a mobilních technologií (bublina) a i v tomto období se jednotlivé proměnné pohybovaly v souladu s předpoklady (dynamicky narůstající úroveň sentimentu [indexu SENTIMENT] je doprovázena prudkými změnami ve vývoji kompozitních proměnných). V průběhu 70. let převládal klesající tržní trend, jehož průběh byl rovněž reflektován všemi proměnnými. Přelom 70. a 80. let se naopak vyznačoval vysokým sentimentem a optimismem účastníků trhu, který je opět z vývoje proměnných v tomto období zřetelný. V posledním období (90. léta) propukla technologická Dot.com bublina, kde se v rozporu s předpoklady vyvíjela pouze proměnná ES.

Příloha 2 Třicet relevantních vyhledávacích výrazů užitých k sestavení FEARS indexu

Pořadí	Vyhledávací výraz	T-statistika
1.	Gold Prices	- 6,04
2.	Recession	- 5,60
3.	Gold Price	- 4,81
4.	Depression	- 4,56
5.	Great Depression	- 4,15
6.	Gold	- 3,98
7.	Economy	- 3,52
8.	Price of Gold	- 3,23
9.	The Depression	- 3,20
10.	Crisis	- 2,93
11.	Frugal	- 2,87
12.	GDP	- 2,85
13.	Charity	- 2,63
14.	Bankruptcy	- 2,50
15.	Unemployment	- 2,46
16.	Inflation Rate	- 2,32
17.	Bankrupt	- 2,28
18.	The Great Depression	- 2,17
19.	Car Donate	- 2,11
20.	Capitalization	- 2,10
21.	Expense	- 1,97
22.	Donation	- 1,89
23.	Savings	- 1,82
24.	Social Security Card	- 1,71
25.	The Crisis	- 1,65
26.	Default	- 1,63
27.	Benefits	- 1,56
28.	Unemployed	- 1,55
29.	Poverty	- 1,52
30.	Social Security Office	- 1,51

Zdroj: Da, Engelberg a Gao (2015), vlastní úprava

Příloha 3 Výstup regresní analýzy NASDAQ 100 Index a zpožděný CBOE NASDAQ 100 VIX

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 2001-04 2010-10		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 115		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-25,0158	62,4798	-0,4004	0,6896
CBOE NASDAQ 100 VIX (-1)	0,3534	2,3948	0,1476	0,8830
AR (1)	0,8012	0,0608	13,1778	0,0000
MA (1)	0,4120	0,1162	3,5448	0,0006
Koeficient determinace (R^2)	0,8014	Střední hodn. závislé prom.		-13,6425
Upravený R^2	0,7961	Směrodatná odchylka záv. prom.		191,1985
Standardní chyba regrese	86,3404	Akaikeho info kritérium		11,7886
Log pravděpodobnost	-673,8465	Schwarzovo kritérium		11,8841
F-statistika	149,3481	Hannan-Quinn kritérium		11,8274
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,0376

Zdroj: FRED (2016 c; 2016g), vlastní úprava

Příloha 4 Odhady modelu vývoje Δ t NASDAQ Composite Index na základě zpožděných Δ t indexů sentimentu (UMCSI, SVI „recession“, IPO [hrubý objem]) Δ t UMCSI (-1)

Závislá proměnná: Δ t NASDAQ Composite Index		Interval pozorování: 2004-04 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 144		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0062	0,0045	1,3722	0,1722
Δ t UMCSI (-1)	0,0095	0,0661	0,1431	0,8864
MA (1)	0,2935	0,1397	2,1011	0,0374
Koeficient determinace (R^2)	0,0766	Střední hodn. závislé prom.		0,0064
Upravený R^2	0,0635	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0432
Standardní chyba regrese	0,0419	Akaikeho info kritérium		-3,4888
Log pravděpodobnost	254,1917	Schwarzovo kritérium		-3,4269
F-statistika	5,8466	Hannan-Quinn kritérium		-3,4636
p (F-statistika)	0,0036	Durbin-Watsonova statistika		1,9761

Zdroj: FRED (2016h; 2016k), vlastní úprava

Δt SVI „recession“ (-1)

Závislá proměnná: Δt NASDAQ Composite Index		Interval pozorování: 2004-03 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 143		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0069	0,0045	1,5246	0,1296
Δt SVI "recession" (-1)	-0,0072	0,0096	-0,7489	0,4552
AR (1)	0,2442	0,1010	2,4171	0,0169
Koeficient determinace (R^2)	0,0747	Střední hodn. závislé prom.		0,0066
Upravený R^2	0,0614	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0433
Standardní chyba regrese	0,0420	Akaikeho info kritérium		-3,4829
Log pravděpodobnost	252,0241	Schwarzovo kritérium		-3,4207
F-statistika	5,6472	Hannan-Quinn kritérium		-3,4576
p (F-statistika)	0,0044	Durbin-Watsonova statistika		1,9446

Zdroj: FRED (2016h) a Google Trends (2016e), vlastní úprava

Δt IPO (-1)

Závislá proměnná: Δt NASDAQ Composite Index		Interval pozorování: 2004-02 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 144		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0069	0,0050	1,3870	0,1676
Δt IPO (-1)	-0,0063	0,0041	-1,5392	0,1260
MA (1)	0,3561	0,1177	3,0261	0,0029
Koeficient determinace (R^2)	0,0857	Střední hodn. závislé prom.		0,0064
Upravený R^2	0,0727	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0432
Standardní chyba regrese	0,0416	Akaikeho info kritérium		-3,4987
Log pravděpodobnost	254,9061	Schwarzovo kritérium		-3,4368
F-statistika	6,6079	Hannan-Quinn kritérium		-3,4736
p (F-statistika)	0,0018	Durbin-Watsonova statistika		1,9712

Zdroj: FRED (2016h) a Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

**Příloha 5 Odhady modelu vývoje δt Russel 3000 Total Market Index na základě
zpožděných δt indexů sentimentu (UMCSI, SVI „recession“, IPO [hrubý objem])
 δt UMCSI (-1)**

Závislá proměnná: δt Russell 3000 TMI		Interval pozorování: 2004-02 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 144		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0087	0,0278	0,3138	0,7542
δt UMCSI (-1)	0,0000	0,0003	-0,0930	0,9260
MA (1)	0,2866	0,0820	3,4956	0,0006
Koeficient determinace (R^2)	0,0707	Střední hodn. závislé prom.		0,0063
Upravený R^2	0,0575	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0383
Suma čtvercových residuí	0,1950	Akaikeho info kritérium		-3,7252
Log pravděpodobnost	271,2166	Schwarzovo kritérium		-3,6634
F-statistika	5,3639	Hannan-Quinn kritérium		-3,7001
p (F-statistika)	0,0057	Durbin-Watsonova statistika		1,9875

Zdroj: FRED (2016i; 2016k), vlastní úprava

δt SVI „recession“ (-1)

Závislá proměnná: δt Russell 3000 TMI		Interval pozorování: 2004-03 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 143		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0062	0,0040	1,5618	0,1206
δt SVI "recession" (-1)	-0,0026	0,0076	-0,3395	0,7347
MA (1)	0,2743	0,0880	3,1165	0,0022
Koeficient determinace (R^2)	0,0719	Střední hodn. závislé prom.		0,0063
Upravený R^2	0,0587	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0384
Suma čtvercových residuí	0,1947	Akaikeho info kritérium		-3,7208
Log pravděpodobnost	268,9336	Schwarzovo kritérium		-3,6587
F-statistika	5,4268	Hannan-Quinn kritérium		-3,6956
p (F-statistika)	0,0054	Durbin-Watsonova statistika		1,9884

Zdroj: FRED (2016i) a Google Trends (2016e), vlastní úprava

Δt IPO (-1)

Závislá proměnná: Δt Russell 3000 TMI		Interval pozorování: 2004-03 2016-01		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 143		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0064	0,0041	1,5481	0,1239
Δt IPO (-1)	-0,0027	0,0042	-0,6308	0,5292
MA (1)	0,3168	0,0837	3,7859	0,0002
Koeficient determinace (R^2)	0,0733	Střední hodn. závislé prom.		0,0063
Upravený R^2	0,0601	Směrodatná odchylka záv. prom.		0,0384
Standardní chyba regrese	0,0373	Akaikeho info kritérium		-3,7208
Log pravděpodobnost	269,0384	Schwarzovo kritérium		-3,6587
F-statistika	5,5374	Hannan-Quinn kritérium		-3,6956
p (F-statistika)	0,0048	Durbin-Watsonova statistika		1,9884

Zdroj: FRED (2016i) a Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

**Příloha 6 Odhady modelu vývoje indexu NASDAQ 100 v období 1986–1992 na základě
nesignifikantních vstupních parametrů**

IPO (-1)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 Index (cykl. sl.)		Interval pozorování: 1986-04 1992-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 81		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-1,5896	5,0270	-0,3162	0,7527
IPO (-1)	0,1949	0,2585	0,7541	0,4531
AR (1)	1,2040	0,1052	11,4489	0,0000
AR (2)	-0,4551	0,1078	-4,2205	0,0001
Koeficient determinace (R^2)	0,7559	Střední hodn. závislé prom.		-0,2998
Upravený R^2	0,7464	Směrodatná odchylka záv. prom.		20,2842
Standardní chyba regrese	10,2153	Akaikeho info kritérium		7,5338
Log pravděpodobnost	-301,1179	Schwarzovo kritérium		7,6520
F-statistika	79,4764	Hannan-Quinn kritérium		7,5812
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,1288

Zdroj: FRED (2016g) a Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

UMCSI (-1)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 Index (cykl. sl.)		Interval pozorování: 1986-04 1992-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 81		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	0,0762	4,3295	0,0176	0,9860
UMCSI (-1)	0,2432	0,2921	0,8326	0,4076
AR (1)	1,2199	0,1035	11,7847	0,0000
AR (2)	-0,4818	0,1021	-4,7205	0,0000
Koeficient determinace (R^2)	0,7566	Střední hodn. závislé prom.		-0,2998
Upravený R^2	0,7471	Směrodatná odchylka záv. prom.		20,2842
Standardní chyba regrese	10,2006	Akaikého info kritérium		7,5309
Log pravděpodobnost	-301,0010	Schwarzovo kritérium		7,6491
F-statistika	79,7805	Hannan-Quinn kritérium		7,5783
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,1054

Zdroj: FRED (2016g; 2016k), vlastní úprava

Příloha 7 Odhady modelu vývoje indexu NASDAQ 100 v období 2006–2012 na základě nesignifikantních vstupních parametrů

IPO

Závislá proměnná: NASDAQ 100 (cykl. sl.)		Interval pozorování: 2006-02 2012-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 83		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-4,4184	74,4220	-0,0594	0,9528
IPO	-0,2031	0,8366	-0,2427	0,8088
AR (1)	0,8173	0,0724	11,2941	0,0000
MA (1)	0,3823	0,1145	3,3398	0,0013
Koeficient determinace (R^2)	0,8082	Střední hodn. závislé prom.		3,1755
Upravený R^2	0,8009	Směrodatná odchylka záv. prom.		198,7691
Standardní chyba regrese	88,6841	Akaikého info kritérium		11,8550
Log pravděpodobnost	-487,9838	Schwarzovo kritérium		11,9716
F-statistika	110,9757	Hannan-Quinn kritérium		11,9019
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		1,9739

Zdroj: FRED (2016g) a Warrington College of Business (2016), vlastní úprava

UMCSI (-1)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 Index (cykl. sl.)		Interval pozorování: 2006-04 2012-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 81		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-1,2611	66,6626	-0,0189	0,9850
UMCSI (-1)	-1,0966	2,0967	-0,5230	0,6025
AR (1)	1,2007	0,1453	8,2660	0,0000
AR (2)	-0,3480	0,1456	-2,3899	0,0193
Koeficient determinace (R^2)	0,8098	Střední hodn. závislé prom.		4,3208
Upravený R^2	0,8024	Směrodatná odchylka záv. prom.		201,1011
Standardní chyba regrese	89,3901	Akaikeho info kritérium		11,8720
Log pravděpodobnost	-476,8167	Schwarzovo kritérium		11,9903
F-statistika	109,2976	Hannan-Quinn kritérium		11,9195
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		1,9928

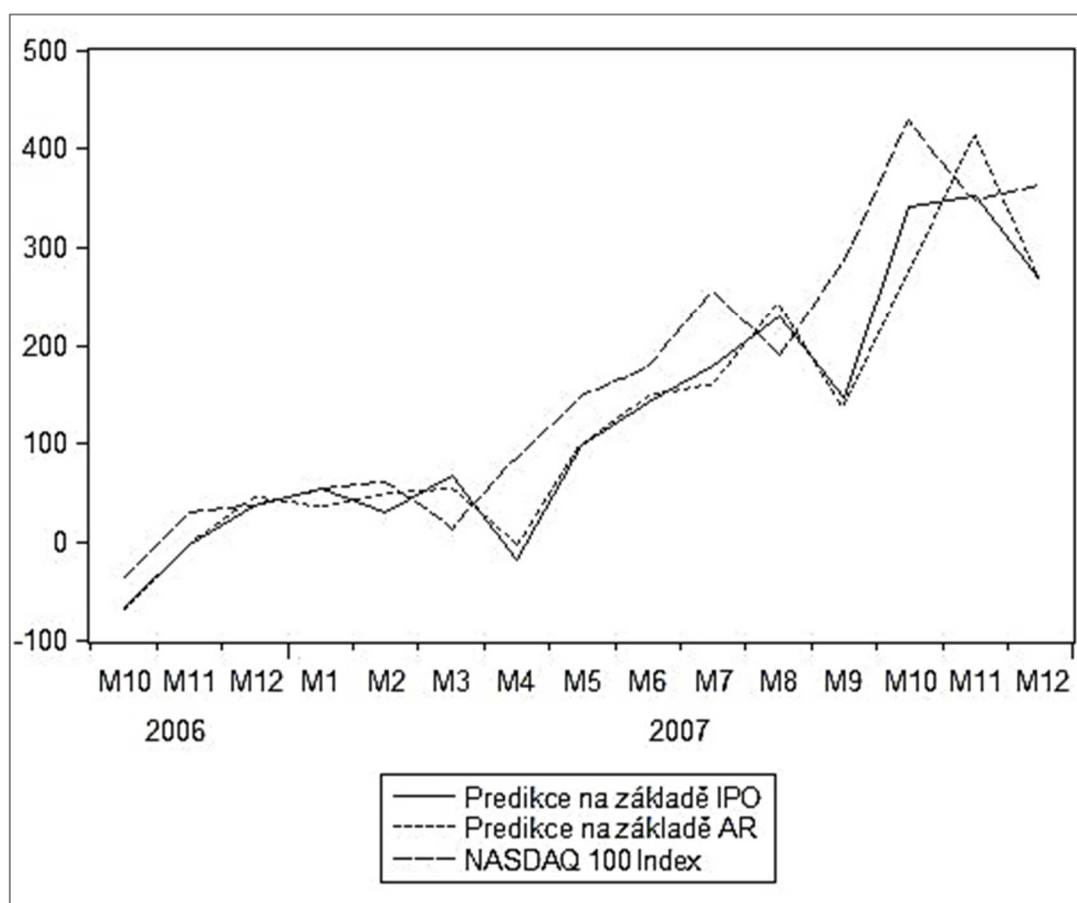
Zdroj: FRED (2016g; 2016k), vlastní úprava

SVI „recession“ (-1)

Závislá proměnná: NASDAQ 100 Index (cykl. sl.)		Interval pozorování: 2006-04 2012-12		
Metoda nejmenších čtverců		Výsledný počet pozorování: 81		
Proměnná	Koeficient	Standardní chyba	T-statistika	p
C	-2,1713	66,0456	-0,0329	0,9739
SVI "recession" (-1)	-0,3630	0,7357	-0,4934	0,6231
AR (1)	1,1707	0,1135	10,3122	0,0000
AR (2)	-0,3213	0,1147	-2,8008	0,0064
Koeficient determinace (R^2)	0,8098	Střední hodn. závislé prom.		4,3208
Upravený R^2	0,8024	Směrodatná odchylka záv. prom.		201,1011
Standardní chyba regrese	89,3877	Akaikeho info kritérium		11,8720
Log pravděpodobnost	-476,8146	Schwarzovo kritérium		11,9902
F-statistika	109,3047	Hannan-Quinn kritérium		11,9194
p (F-statistika)	0,0000	Durbin-Watsonova statistika		2,0005

Zdroj: FRED (2016g) a Google Trends (2016e), vlastní úprava

**Příloha 8 Predikce na základě IPO a AR a Index NASDAQ 100 v období
říjen 2006 – prosinec 2007 (měsíčně)**



Zdroj: FRED (2016h) a Warrington College of Business (2016), vlastní úprava